

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

DYNAMIQUE ET INDICATEUR DE PRESSION DU MARCHÉ
IMMOBILIER DE LA REVENTE POUR LA RMR DE
MONTRÉAL

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

RAPHAEL LOISELLE DAIGNAULT

AVRIL 2016

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.07-2011). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

*« La satisfaction intérieure est en vérité ce que nous
pouvons espérer de plus grand. »*

- Baruch Spinoza

Je tiens tout d'abord à remercier mon directeur Yvon Fauvel pour son soutien et ses commentaires sans lesquels ce travail serait inachevé. De plus, j'aimerais remercier le corps professoral et administratif du département des sciences économiques de l'UQAM pour m'avoir permis de mener à terme ce projet.

Également, j'aimerais remercier le Groupe Altus, plus particulièrement monsieur Sylvain Lambert, pour sa compréhension et pour m'avoir ménagé les conditions optimales à la rédaction de ce mémoire. Un merci également à la FCIQ pour la permission accordée concernant la base de données Centris®.

Un merci à ma famille, ma mère Esther, mon père Jacques, ma soeur Pénélope, ma belle-mère Renée et mon beau-père Marco pour vos précieux commentaires et votre support moral. Un merci particulier à ma conjointe Anne-Marie pour l'appui inconditionnel tout au long de la rédaction.

Vos bons mots m'ont permis d'atteindre une satisfaction intérieure.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX	vi
LISTE DES FIGURES	viii
RÉSUMÉ	ix
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I	
REVUE DE LITTÉRATURE SUR LA DYNAMIQUE ET LES INDICA- TEURS DU MARCHÉ IMMOBILIER	4
1.1 Survol des indicateurs disponibles au Canada	4
1.1.1 Indicateurs provenant des données Centris® et MLS	4
1.1.2 Autres indicateurs disponibles au Canada	6
1.2 Survol de la littérature académique	7
1.2.1 Analyse de la liquidité d'un bien immobilier	7
1.2.2 Analyse de la relation prix et quantités transigées	9
CHAPITRE II	
LES DONNÉES	12
2.1 Base de données Centris®	12
2.1.1 Statistiques descriptives avant filtres	13
2.1.2 Statistiques descriptives après filtres	15
2.1.3 Saisonnalité dans les séries	18
2.2 Autres séries temporelles	20
CHAPITRE III	
MÉTHODOLOGIE	22
3.1 Présentation du cadre théorique	22
3.2 Modèle théorique	24
3.3 Méthodes économétriques	26

3.3.1	Méthodologie Box-Jenkins (ARIMA)	26
3.3.2	Méthodologie des vecteurs autorégressifs (VAR)	28
3.3.3	Méthodologie des modèles vectoriels à correction d'erreur (VECM)	31
3.4	Présentation des tests	34
3.4.1	Test de stationnarité	34
3.4.2	Test de cointégration	36
3.4.3	Test de causalité à la Granger	37
CHAPITRE IV		
MODÈLE EMPIRIQUE ET RÉSULTATS		38
4.1	Analyse des séries temporelles	38
4.1.1	Stationnarité des séries	38
4.1.2	Cointégration des séries	41
4.1.3	Causalité à la Granger des séries	42
4.2	Modèle empirique	43
4.2.1	Le modèle	43
4.2.2	Résultats	45
4.2.3	Efficacité prédictive	55
4.2.4	Limite du modèle	58
CONCLUSION		60
APPENDICE A		
RÉSULTAT DES TESTS ADF		62
APPENDICE B		
PARAMÈTRES DU MODÈLE		65
APPENDICE C		
FONCTIONS DE RÉPONSES PAR TRIMESTRE DU VECM		67
APPENDICE D		
FONCTIONS DE RÉPONSES DU VAR		69
APPENDICE E		
RMSE DES MODÈLES		71

APPENDICE F	
ÉVOLUTION DE L'INDICE PAR SECTEUR	72
RÉFÉRENCES	73

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
2.1 Statistiques du prix par type de propriété sans filtres	13
2.2 Filtres imposés	15
2.3 Statistiques du prix par type de propriété avec filtres	15
2.4 Volume de transactions par année et par type de propriété	16
2.5 Test de saisonnalité avec X-12 sur Transactions	18
2.6 Test sur le volume de transactions après ARIMA	19
2.7 Test de saisonnalité avec X-12 sur Prix	20
4.1 Tableau sommaire du test ADF	40
4.2 Test de cointégration de Johansen	41
4.3 Test de causalité à la Granger	42
4.4 Équation de cointégration	47
4.5 Estimation VECM de Transactions	47
4.6 Estimation VECM de Prix	48
4.7 Erreur relative	57
A.1 Test de Dickey Fuller augmenté en niveau pour Prix	62
A.2 Test de Dickey Fuller augmenté en différence pour Prix	63
A.3 Test de Dickey Fuller augmenté en niveau pour Volume	63
A.4 Test de Dickey Fuller augmenté en niveau pour Taux Moyen	64
B.1 Estimation VECM pour l'équation du Taux d'intérêt	65
B.2 Test du Portmanteau	66

B.3	Matrice de Covariance des résidus du VECM	66
E.1	RMSE	71

LISTE DES FIGURES

Figure	Page
2.1 Évolution des prix et des transactions mensuellement	17
2.2 Évolution des prix et des transactions désaisonnalisées	19
4.1 L'évolution en niveau des séries	39
4.2 Fonction de réponse suite à un choc du taux moyen des prêts hypothécaires	52
4.3 Fonction de réponse suite à un choc du volume de transactions . .	53
4.4 Fonction de réponse suite à un choc des prix	54
C.1 Réponse en trimestre suite à un choc des taux moyen des prêts hypothécaires	67
C.2 Réponse en trimestre suite à un choc du volume de transactions .	68
C.3 Réponse en trimestre suite à un choc des prix	68
D.1 Fonction de réponse suite à un choc du taux moyen des prêts hypothécaires (VAR)	69
D.2 Fonction de réponse suite à un choc du volume de transactions (VAR)	70
D.3 Fonction de réponse suite à un choc des prix (VAR)	70
F.1 Évolution de l'indice des prix par secteur	72

RÉSUMÉ

Au Canada, l'accès à l'information sur le marché immobilier est restreint. Un déséquilibre sur ce marché peut, comme l'a démontré la crise de 2008, affecter l'activité économique du pays. Ce mémoire porte sur l'étude de la dynamique du marché de la revente des logements, plus particulièrement le lien existant entre les transactions et les prix. Dans la présentation d'un modèle théorique, les acheteurs réagissent avant les vendeurs suite à un choc sur la demande, qui a pour implication un mouvement des quantités de transactions avant les prix. Empiriquement, ce modèle est soutenu par des fonctions de réponses estimées à partir de la méthodologie des modèles vectoriels à correction d'erreur avec pour variables le taux hypothécaire moyen à 5 ans, le volume des transactions et les prix, calculés à l'aide d'un nouvel indice hédonique des prix du logement à Montréal. Dans le cadre de cette modélisation, le terme de correction d'erreur est une mesure du déséquilibre sur le marché de la revente des maisons et nous montrons que cet indicateur de pression apporte une contribution non négligeable à la prévision des prix immobiliers, du moins pour les horizons plus longs.

Mots clés : Indice des prix des propriétés, économie immobilière, RMR de Montréal, modèle multivarié, analyse de Box-Jenkins, modèle à correction d'erreur.

INTRODUCTION

L'achat d'une propriété est souvent, pour la classe moyenne, la décision financière la plus importante dans le cours d'une vie. Il n'est donc pas illogique de poser l'hypothèse que le marché immobilier est un des marchés les plus importants en Amérique du Nord. D'après la Réserve fédérale américaine en 2013, la valeur totale des propriétés détenues par des ménages avoisinait 19 billions de dollars. En ce qui concerne le Canada, les derniers chiffres compilés par Statistique Canada mentionnent une valeur totale d'un peu plus de 2 billions. En plus des particuliers, les banques et les institutions financières utilisent ce canal d'investissement afin de faire fructifier des capitaux. En effet, les fiducies de placement immobilier sont en croissance depuis quelques années et prennent de plus en plus de place dans les portefeuilles de ces derniers (Pruitt, 2013).

Dans ce contexte, les variations des prix immobiliers sont susceptibles d'avoir des effets très importants sur les finances des ménages et des entreprises et sur l'économie réelle. La crise économique et financière de 2008 nous en fournit une preuve éclatante. Malgré la gravité de tels phénomènes, l'accès à l'information sur l'état du marché immobilier canadien est restreint, comme l'a dénoncé Benjamin Tal, économiste en chef de la Banque CIBC (Clérouin, 2014). Il importe donc d'en connaître davantage sur la dynamique des prix immobiliers. Il apparaît également essentiel de développer des outils permettant d'évaluer la présence de déséquilibres sur ces marchés. Ces estimations, si elles sont adéquates, devraient être utiles pour la prévision des prix immobiliers et l'élaboration de stratégies de prévention.

La littérature en économie immobilière reconnaît depuis longtemps le fait que le rééquilibrage des marchés du logement à la suite de chocs ne se fait pas de manière instantanée. Ceci provient de la définition même d'un bien immobilier c'est-à-dire, un bien qui ne bouge pas. Les prix s'ajustent avec lenteur et l'offre de logement s'avère relativement inélastique à court terme. Parmi les explications possibles : le coût important d'une transaction immobilière, les délais de construction, la formation des attentes et l'asymétrie d'information des agents économiques. Ces caractéristiques contribuent au fait que le rééquilibrage est plus long que dans d'autres marchés, notamment les marchés financiers. Ceci soulève des questions intéressantes concernant la dynamique des marchés du logement face aux déséquilibres les affectant.

L'étude des déséquilibres et de la dynamique dans le domaine de l'économie immobilière emprunte principalement deux pistes méthodologiques dans la littérature. La première est la modélisation à correction d'erreur tandis que la seconde exploite les mesures explicites des déséquilibres. Puisque les institutions financières ne sont pas en droit de dévoiler des données sensibles et confidentielles, les chercheurs se doivent d'utiliser d'autres sources de données afin d'estimer les mesures explicites des déséquilibres.

Ce mémoire poursuit trois objectifs. Le principal objectif est d'étudier la dynamique du marché de la revente des logements. Il s'agit d'un marché très suivi, mais qui n'a fait l'objet que d'un nombre relativement petit d'études empiriques en contexte canadien. Il importe d'en apprendre davantage sur cette dynamique. Un second objectif, complémentaire au premier, est d'exploiter les données existantes sur les transactions immobilières par l'entremise d'un courtier dans la région métropolitaine de recensement (RMR) de Montréal. Entre autres, nous utiliserons un nouvel indice hédonique des prix du logement qui a donné lieu à très peu d'études empiriques jusqu'à présent. Cet indice corrige plusieurs lacunes des autres indices

de prix disponibles. Un troisième objectif est d'estimer un indicateur de pression du marché du logement montréalais permettant de prévoir l'évolution des prix immobiliers, et notamment les périodes de bulles inflationnistes et leur éclatement.

Ce mémoire comprend quatre parties. La première est une revue de littérature en économie immobilière, revue ciblant les études faites majoritairement à l'aide d'une base de données similaire, c'est-à-dire la base de données Multiple Listing Services (MLS). Une sous-section de ce chapitre présente des indicateurs estimés et utilisés au Canada. Le second chapitre décrit la base de données utilisée pour étudier la dynamique du marché de la revente. Le troisième chapitre explique la méthodologie employée dans le cadre de ce travail. Enfin, la quatrième partie présente les résultats ainsi qu'une sous-section portant sur les tests effectués afin de valider les séries.

CHAPITRE I

REVUE DE LITTÉRATURE SUR LA DYNAMIQUE ET LES INDICATEURS DU MARCHÉ IMMOBILIER

Dans ce chapitre, nous recensons les travaux portant sur la dynamique et les indicateurs du marché immobilier. Premièrement, nous définissons certains indicateurs utilisés actuellement au Canada et compilés dans ce marché. En second lieu, nous survolons les études portant sur la dynamique et les indicateurs présentés dans le milieu académique. La liquidité étudiée soit par les prix, soit par le délai de vente est exposée. Pour conclure, nous abordons la dynamique du marché de la revente, plus précisément le lien existant entre les prix des logements et le nombre de transactions. C'est ce dernier point qui sera approfondi dans ce mémoire.

1.1 Survol des indicateurs disponibles au Canada

1.1.1 Indicateurs provenant des données Centris® et MLS

Les chambres immobilières au Canada répertorient toutes transactions effectuées par les courtiers, pour autant que ceux-ci soient affiliés à une chambre précise, et offrent certaines informations concernant la dynamique du marché immobilier et de l'économie. Outre les indicateurs économiques tels les taux hypothécaires, le taux d'inflation annuel, l'indice de confiance des consommateurs, le taux de

chômage et les mises en chantier par type de propriété, les chambres publient quelques indicateurs estimés à l'aide de la base de données Centris® et MLS.

La Fédération des Chambres immobilières du Québec (FCIQ) fournit aux courtiers l'inventaire, déterminant de l'offre, correspondant à la moyenne des inscriptions en vigueur dans la dernière année et ce, calculée mensuellement. À l'aide de cet indicateur, la FCIQ produit le nombre de mois d'inventaire, déterminant de la demande, défini comme étant le nombre de mois nécessaires pour se départir de l'inventaire. Cet indicateur est calculé à partir de l'information portant sur la vitesse à laquelle les propriétés se sont vendues au cours de la dernière année (Baromètre de la FCIQ (2014)). Avec ces indicateurs d'offre et de demande, combinés aux statistiques descriptives tels que le nombre de ventes, le volume des ventes et le délai moyen d'une propriété sur le marché, la FCIQ propose une classification illustrant les différentes conditions du marché immobilier. De plus, la FCIQ et l'association canadienne de l'immeuble (ACI) publient sur une base mensuelle l'évolution des prix moyens et médians, statistiques descriptives calculées avec l'aide des bases de données Centris® et MLS respectivement.

Il y a également l'indice des prix des propriétés, indicateur de la tendance centrale des prix dans le marché immobilier. Cet indice est plus robuste que les prix moyens ou médians de par sa composition et est calculé pour une maison de référence à l'aide de la modélisation hédonique (Des Rosiers, 2010). Une maison de référence est la représentation d'une maison standardisée dans un secteur donné et dont les caractéristiques physiques sont supposées fixes dans le temps. Une propriété de référence est construite en utilisant la valeur médiane de chaque champ métrique d'une fiche Centris® et la valeur modale pour chaque champ dichotomique disponible. Par la suite, l'indice de référence est calculé en appliquant les résultats d'un modèle hédonique à une propriété de référence, modèle conçu avec la même base de données et segmenté par type de propriété.

1.1.2 Autres indicateurs disponibles au Canada

Un autre indice des prix, cette fois-ci estimé par la firme Teranet en partenariat avec la Banque Nationale, est publié mensuellement. Contrairement à l'indice des prix des propriétés MLS, cet indice est basé sur la méthodologie de ventes répétées, c'est-à-dire qu'une maison doit avoir changé de propriétaire au moins à deux reprises. Cette méthode est également celle employée pour la création de l'indice Case-Shiller aux États-Unis (Dow Jones Indices, 2014).

Le Conference Board du Canada ainsi que la Société canadienne d'hypothèques et de logement (SCHL) publient quant à eux des indicateurs sous forme de ratios concernant les prix immobiliers et le parc locatif au pays. Parmi les ratios répertoriés, nous avons le rapport du prix d'achat sur le coût de location et le rapport entre le revenu moyen des ménages et les prix des maisons. Ces ratios sont principalement employés pour prévoir l'occurrence de bulles immobilières comme il est mentionné dans une recherche publiée par le Conference Board du Canada (Wiebe, 2014). Dans cette même étude, nous retrouvons un indice d'abordabilité calculé en fonction du rapport entre les intérêts payés sur les hypothèques au pays et le revenu moyen des ménages, indice prenant en compte le contexte des taux d'intérêt particulièrement bas depuis 2009.

Différentes banques au pays calculent un indice d'abordabilité publié trimestriellement. Par exemple, l'indice d'abordabilité de Desjardins est un indice combinant à la fois l'évolution du prix des résidences, les taux hypothécaires, les autres coûts de possession et le revenu disponible. Il mesure la capacité des ménages à acquérir une propriété et à en assumer toutes les dépenses (Desjardins, 2006). Cet indice permet une gestion active des risques pesant sur le marché de l'habitation, information utile afin d'anticiper les grandes variations des prix des résidences.

1.2 Survol de la littérature académique

1.2.1 Analyse de la liquidité d'un bien immobilier

Nous avons mentionné au début du travail que les prix s'ajustent généralement avec lenteur et que l'offre s'avère relativement inélastique à court terme. Le coût important d'une transaction et la formation des attentes génèrent un coût de blocage ou de mobilité, ce qui réduit la prédisposition des ménages à se déplacer et peut provoquer une friction causant un lent retour à l'équilibre. Des statistiques descriptives sur les prix ou des indicateurs comme l'indice de Case-Shiller aux États-Unis et l'indice des prix des propriétés MLS au Canada nous fournissent de l'information sur la tendance centrale des prix, mais n'expliquent pas la dynamique du marché et n'éclairent pas le concept d'illiquidité d'un bien immobilier. En pratique, une maison luxueuse peut prendre de la valeur rapidement dans un marché apathique, tout comme une maison pour bricoleur peut monter dans un marché saturé. Ce phénomène provient-il de la localisation ou de changements dans la composition des caractéristiques d'une propriété ?

McMillen (2008) tente de répondre à cette question en se penchant sur l'évolution de la distribution des prix de vente. En utilisant une base de données provenant de la ville de Chicago, l'auteur perçoit qu'entre 1995 et 2005 un changement s'est produit dans la distribution des prix. Pour savoir ce qui a occasionné cette transformation, il applique la procédure de Machado et Mata (2005) sur une régression hédonique par quantile afin de décomposer ce changement, c'est-à-dire qu'il différencie la part provenant de la distribution des variables explicatives du modèle de celle découlant de leurs coefficients. Le résultat trouvé est que les caractéristiques d'une propriété n'ont que peu de poids pour ce changement structurel. Plus précisément, le changement dans la composition des variables explicatives n'élucide pas le changement dans la distribution des prix de vente.

Krainer (2001) démontre que le prix ainsi que la probabilité de vendre sont corrélés positivement avec la demande. Celle-ci est estimée par le nombre d'acheteurs potentiels présents dans le marché. Lorsque les conditions de marché ne sont pas optimales ou en déséquilibre, les prix ne s'ajustent pas entièrement dû à l'option d'attente du vendeur, option créée par l'entremise de la formation des attentes.

Une autre piste de réponse concernant les déséquilibres provient de l'analyse du délai de vente sur le marché. En effet, cet indicateur nous procure de l'information en regard à la rigidité du marché immobilier. Haurin (1988) se penche sur la présence ou non d'une corrélation existante entre le temps qu'une propriété demeure sur le marché et le caractère hétérodoxe¹ de celle-ci. Il pose l'hypothèse qu'il y a bel et bien présence de corrélation entre les deux éléments et, pour la vérifier, il fait appel à la théorie de l'appariement (voir Horowitz, 1992). Il étudie la variance de la distribution des offres reçues par le vendeur sur une propriété et en vient à la conclusion qu'une propriété atypique prend en moyenne plus de temps à trouver preneur. Haurin *et al.* (2010) arrive à la même conclusion, mais la différence ici réside dans la méthodologie utilisée. Les auteurs font usage de la modélisation hédonique sur la base de données MLS, plate-forme regroupant toutes les fiches des agents immobiliers au pays. Dans le papier en question, la région à l'étude est Columbus. Cela leur permet de calculer l'espérance du prix de vente d'une propriété listée et invendue, espérance qu'ils utilisent par la suite pour calculer la variance de la distribution des offres.

Carrillo et Pope (2012) se penchent quant à eux sur l'évolution des distributions du délai des ventes de propriétés et ont recours à la base de données MLS dans

1. L'auteur précise qu'une propriété atypique est une maison possédant des caractéristiques inhabituelles comme une piscine intérieure ou plus de quatre chambres à coucher avec seulement une salle de bain. De plus, la localisation peut elle aussi être atypique. L'auteur cite en exemple une propriété se situant sur le bord d'une autoroute.

la région de Washington D.C.. Malgré le fait que cette base de données soit hétérogène, problème relevant du fait que les courtiers ne compilent pas toutes les données de la même manière, les auteurs arrivent à mesurer ce qu'ils qualifient d'indicateur de liquidité du marché immobilier. Pour contrer le problème d'hétérogénéité des données, les auteurs imposent des filtres pour éliminer de l'échantillon les prix de vente soit trop faibles, soit trop élevés. Une fois estimé, cet indicateur de déséquilibre révèle davantage d'informations sur l'évolution et la vitesse de transaction du marché de l'immobilier que l'utilisation des statistiques descriptives concernant le temps de transaction d'une propriété. Ce baromètre de liquidité a estimé rapidement le fait que le marché aux États-Unis se trouvait en phase d'altération en 2003 et 2007, période de changement structurel capté entre autres par l'indice des prix Case-Shiller.

1.2.2 Analyse de la relation prix et quantités transigées

Nous avons fait un survol dans la sous-section précédente de l'analyse de la liquidité d'un bien immobilier sans tenir compte du volume des transactions. Il existe cependant plusieurs articles traitant à la fois des prix et des quantités échangées afin d'étudier la dynamique du marché.

Sous la théorie de l'efficience des marchés, nous ne retrouvons pas de corrélation entre l'évolution des prix et des transactions. Un choc de la demande amène une correction des prix de manière instantanée (Meen, 2001). Il existe cependant une littérature venant contredire cette théorie en mettant de l'avant la relation entre le prix de vente des propriétés et la quantité de transactions, variable se voulant une mesure de l'activité immobilière (Berkovec et Goodman, 1996). Weathon (1990), par exemple, conçoit un modèle traitant de l'interaction entre le prix des maisons et la quantité de transactions. Le volume des transactions ici sert de signal de

la qualité de l'information disponible aux acheteurs (Fauvel, 2005) et met en évidence l'interaction que ces deux variables partagent. En utilisant la théorie de l'appariement, les auteurs concluent que le volume des transactions influence les prix puisque plus il y a d'échanges entre acheteurs et vendeurs, plus l'offre diminue, envoyant ainsi un signal aux vendeurs d'ajuster le prix demandé.

Stein (1995) a développé un modèle étudiant les implications directes de la volatilité des prix de l'immobilier ainsi que les corrélations entre les prix et le volume des transactions. En utilisant le cadre théorique de Poterba (1984) afin de se concentrer sur ce qui explique les fluctuations des prix, il arrive au constat qu'un changement à la hausse dans les prix provoque une augmentation des transactions et diminue le temps moyen d'une propriété sur le marché.

Hort (2000), en se basant sur le modèle théorique de l'appariement développé dans Berkovec et Goodman (1996), étudie le lien existant entre ces deux variables à l'aide d'une base de données en Suède. L'auteure conçoit un modèle vectoriel autorégressif (VAR) avec les prix, le nombre de transactions et le taux hypothécaire. Elle identifie le modèle structurel avec les hypothèses suivantes :

1. Le taux d'intérêt nominal est faiblement exogène par rapport aux prix nominaux et au volume des ventes ;
2. Le volume des ventes est faiblement exogène par rapport aux prix des maisons.

Empiriquement, le modèle démontre que le volume des transactions répond avant les prix à un choc de la demande sur le marché immobilier. De plus, les vendeurs répondent plus lentement que les acheteurs à ce même choc, venant renforcer l'idée que l'ajustement des prix ne se fait pas de manière instantanée.

Meen (2001) propose un modèle VAR bivarié simple afin d'étudier la dynamique

des transactions et des prix de ventes :

$$\begin{bmatrix} \gamma_{11}(L) & \gamma_{12}(L) \\ \gamma_{21}(L) & \gamma_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \ln(g) \\ \ln(TR) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{bmatrix}$$

où TR est le nombre de transactions, $\Delta \ln(g)$ est le prix en première différence, ε le terme d'erreur et $\gamma_{ij}(L)$ un polynome de retard.

Ce modèle n'implique pas que les prix et les transactions sont corrélés ensemble. L'auteur modifie ce modèle à la fois dans Meen (2001) et Andrew et Meen (2003) afin d'ajouter un élément de déséquilibre. Outre l'attention particulière portée sur les limites du concept d'un agent représentatif dans l'inférence fait à partir de séries macroéconomiques, les auteurs arrivent à la conclusion que dans le court terme, les deux variables sont bien corrélées. De plus, ils concluent que les transactions répondent à un choc plus rapidement que les prix. Un autre résultat important de l'étude est qu'un choc sur la demande n'a qu'un effet temporaire sur le volume des transactions.

L'article de Clayton, Miller et Peng (2008) utilise le concept de causalité à la Granger pour mesurer la corrélation entre les prix et la quantité de transactions. Les auteurs trouvent que les prix causent à la Granger le nombre de transactions, mais que cet effet est asymétrique et dépend des conditions de marché. De plus, à l'aide d'un modèle de panel VAR, ils concluent qu'un choc sur le marché de l'emploi, le taux hypothécaire et le marché financier, affectent le marché de l'immobilier. Autre résultat, le volume de transactions réagit avec beaucoup plus de vigueur aux différents chocs dans l'économie que les prix de vente.

CHAPITRE II

LES DONNÉES

Ce présent chapitre décrit la base de données Centris® ainsi que les séries temporelles utilisées. Tout d'abord, il est important de mentionner que le Groupe Altus nous a fourni les filtres utilisés aux fins de calcul de l'indice hédonique. Il a été nécessaire de les appliquer à la base de données afin d'exclure des anomalies dans nos données portant sur les transactions. Nous décrivons les étapes suivies dans l'application de ces filtres. Autre fait à noter, nous avons fait face au problème de saisonnalité, problème traité dans une sous-section de ce chapitre.

2.1 Base de données Centris®

Comme mentionné précédemment, la base de données Centris® regroupe toutes transactions effectuées par l'entremise d'un courtier immobilier dans la province de Québec, pour autant que le courtier soit affilié à une chambre immobilière. Un premier filtre a été imposé puisque notre étude porte plus précisément sur la RMR de Montréal entre 2000 et 2014, période comprenant 459 422 transactions résidentielles.

Fait à noter ici, la base de données Centris® est hétérogène. Puisqu'elle regroupe toutes les ventes, elle peut comptabiliser les successions, les chalets, les terrains et même les fermettes.

Nous analysons tout d’abord les informations et données disponibles pouvant nous guider concernant l’exclusion de certaines fiches. Plus précisément, puisque les fiches décrivent toutes les caractéristiques composant une propriété, c’est-à-dire le prix de vente, l’année de construction, la superficie du terrain, la superficie du bâtiment, le nombre de chambres, le nombre de salles de bains, le type de parement extérieur pour ne nommer que ceux-là, nous sommes en mesure de travailler la base de données afin d’éliminer les propriétés ou les fiches atypiques en appliquant les filtres fournis par le Groupe Altus.

2.1.1 Statistiques descriptives avant filtres

Nous pouvons voir avec le tableau 2.1 ci-dessous une première anomalie concernant la variable de prix dans la base de données. En effet, en observant le minimum de cette variable par type de propriété, nous remarquons que le prix de vente minimum est de un dollar.

Tableau 2.1 Statistiques du prix par type de propriété sans filtres

Type	Obs	Moyenne	É.T.	Min	Max
Bungalow	180 264	193 658	94 321	1	3 500 000
Condo	118 840	214 038	135 540	1	4 500 000
Cottage	147 996	287 751	207 630	1	6 501 000
MaisonVille	11 959	208 971	128 243	1	1 650 000
Somme	459 059	226 105	141 434	1	6 501 000

Tout comme dans Carrillo et Pope (2012), un filtre a été imposé sur le prix des propriétés afin d’éliminer les ventes à un dollar et les propriétés jugées excessives, c’est-à-dire celles supérieures à trois millions. Un autre filtre pour éliminer les chalets, les terrains et les fermettes a été appliqué sur nos données pour ne conserver que les catégories standards que sont les maisons unifamiliales, les condos et les

maisons de ville. De plus, afin d'éliminer une propriété catégorisée de manière fautive par un courtier, un filtre a été imposé sur la superficie des terrains.

Nous avons également trouvé certaines fiches présentant des superficies habitables de un pied carré. Un seuil minimal de 250 pieds carrés a été imposé à ce stade, seuil nettoyant les quelques propriétés avec une superficie hors du commun tout en laissant passer les propriétés de type microcondo. Un seuil maximal a été appliqué pour éliminer de la base de données les superficies aberrantes de 9 999 pieds carrés.

Outre les variables de superficies, la variable concernant le nombre de pièces se retrouvant à l'intérieur des propriétés présente certaines erreurs. En effet, la base de données dénote des propriétés possédant entre 50 et 99 pièces, ce qui est un non-sens. Un filtre excluant les propriétés ayant plus de 25 pièces a donc été mis de l'avant.

Un dernier filtre a été mis en place afin de transformer la base de données dans le but de la rendre le plus homogène possible. Le filtre touche les successions, qui est un transfert légal des biens à la suite d'un décès. Puisque nous voulons étudier la dynamique du volume de transactions et des prix, nous croyons qu'une succession provoque un bruit dans cette dynamique, bruit venant d'un motif d'écoulement bien différent du vendeur. Il est possible que certaines successions soient des ventes qualifiées de normales, mais puisqu'il est impossible de les différencier dans la base de données, nous les avons éliminées. De plus, afin de simplifier la présentation, nous avons inclus dans successions les reprises de finance.

Un sommaire des filtres imposés se retrouve dans le tableau 2.2 ci-dessous :

Tableau 2.2 Filtres imposés

Filtres	Filtres imposés	Fiches filtrées
<i>Succession</i>	Succession = 1	16 594
<i>Prix Vente</i>	Moins de 50 000 et plus de 3 000 000	2 307
<i>Type de propriété</i>	Fermettes, terrains, chalets	363
<i>Superficie Habitable</i>	Moins de 250 et plus de 4 500	194
<i>Nb Pièces</i>	Plus de 25 pièces	1 574
<i>Superficie Terrain</i>	Plus grand que 125 000 pieds carrés	407

2.1.2 Statistiques descriptives après filtres

Le tableau 2.3 ci-dessous représente les statistiques du prix par type de propriété une fois les anomalies contrôlées. Le nombre de transactions a diminué de 4,6 % se chiffrant maintenant à 437 983.

Tableau 2.3 Statistiques du prix par type de propriété avec filtres

Type	Obs	Moyenne	É.T.	Min	Max
Bungalow	170 436	195 559	93 725	50 000	2 850 000
Condo	114 612	215 045	130 443	50 000	2 876 606
Cottage	141 398	289 348	200 065	50 000	2 900 000
MaisonVille	11 537	210 872	128 363	50 000	1 650 000
Somme	437 983	227 706	138 149	50 000	2 900 000

Une fois le volume de transactions classé par année, nous retrouvons la série chronologique du tableau 2.4 ci-dessous :

Tableau 2.4 Volume de transactions par année et par type de propriété

Année	Bungalow	Condo	Cottage	MaisonVille	Somme
2000	11 003	4 077	8 173	839	24 092
2001	12 752	5 022	9 196	995	27 965
2002	13 210	5 710	9 871	1 058	29 849
2003	12 618	6 114	9 976	990	29 698
2004	12 836	6 691	10 180	940	30 647
2005	12 651	7 480	10 447	923	31 501
2006	12 234	7 911	10 566	857	31 568
2007	13 126	9 317	11 782	960	35 185
2008	11 852	9 495	10 169	768	32 284
2009	12 156	10 118	10 925	665	33 864
2010	11 855	10 750	10 627	625	33 857
2011	11 203	10 918	10 014	662	32 797
2012	11 183	10 835	10 004	672	32 694
2013	11 757	10 174	9 468	583	31 982
Somme	170 436	114 612	141 398	11 537	437 983

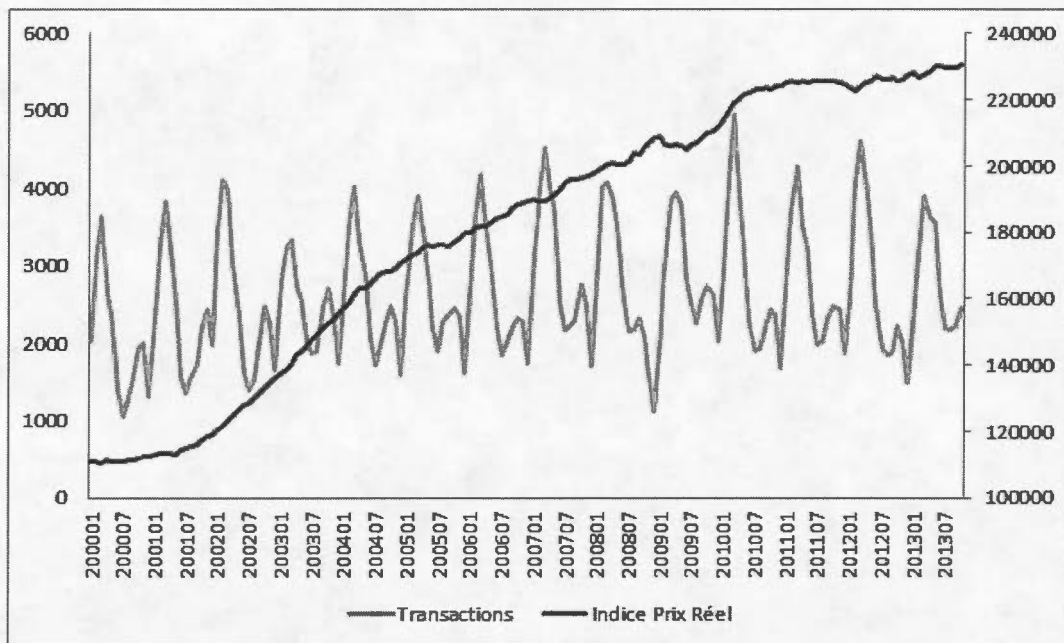


Figure 2.1 Évolution des prix et des transactions mensuellement

2.1.3 Saisonnalité dans les séries

Des mesures supplémentaires se sont avérées nécessaires dans le but de bien étudier la base de données. Nous avons eu recours à la désaisonnalisation, outil appliqué sur la variable transactions¹ puisque celle-ci à priori montre un comportement atypique. La figure 2.1 semble être cohérente avec l'hypothèse de saisonnalité, fait commun observé dans les séries temporelles.

Afin de valider cette hypothèse, une série de tests concernant la saisonnalité sur la base de la procédure Auto Regressive intégrée d'une Moyenne Mobile (ARIMA) a été réalisée. Plus précisément, la version X-12-ARIMA (Findley *et al.*, 1998) a été appliquée dans le but de tester la présence de ce phénomène et, le cas échéant, le corriger. Le tableau 2.5 ci-dessous confirme bien notre hypothèse :

Tableau 2.5 Test de saisonnalité avec X-12 sur Transactions

Test pour la présence de saisonnalité.			
Somme des carrés	Degré de liberté	Moyenne carrées	Valeur-F
138 822	11	12 620	167.728

****Saisonnalité présente au niveau de 1 pour cent.**

La présence de saisonnalité peut être problématique puisqu'elle influence le comportement de la série. Afin d'avoir une meilleure compréhension du comportement sous-jacent de la série chronologique et de bien mesurer la dynamique du volume de transactions et des prix, il est primordial d'appliquer une correction.

Cette correction s'appuie sur le concept de régression linéaire avec erreurs pour estimer les valeurs aberrantes, les changements structurels et les effets saisonniers.

1. Il peut y avoir plusieurs raisons expliquant la présence de saisonnalité dans les transactions. Nous n'avons qu'à penser à la température plus clémente en été facilitant ainsi le déménagement, le calendrier scolaire ou la terminaison des baux le 30 juin au Québec.

La méthodologie X-12-ARIMA a donc été estimée sur la série de transactions afin de capter ces effets et corriger l'historique. La comparaison par le critère d'information d'Akaike (AIC) a servi de base pour mesurer la qualité du modèle.

Le tableau 2.6 et la figure 2.2 met en évidence la correction du phénomène de saisonnalité sur la variable volume de transactions.

Tableau 2.6 Test sur le volume de transactions après ARIMA

Test pour la présence de saisonnalité.			
Somme des carrés	Degré de liberté	Moyenne carrées	Valeur-F
126 185	11	11 471	0.932
Il n'y a pas de saisonnalité au niveau de 1 pour cent.			

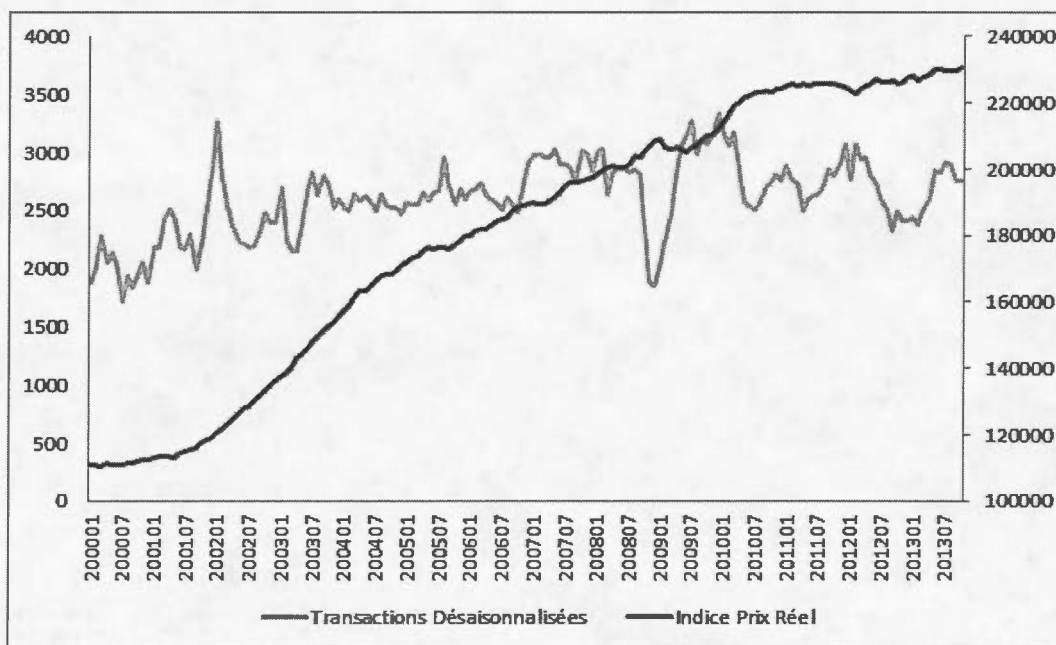


Figure 2.2 Évolution des prix et des transactions désaisonnalisées

Puisque nous voulons étudier la dynamique entre les transactions et les prix, la procédure X-12-ARIMA a été appliquée sur la dernière série afin de valider l'exactitude des données. Graphiquement, nous avons posé l'hypothèse d'absence de saisonnalité dans les prix, hypothèse vérifiée dans le tableau 2.7 ci-dessous :

Tableau 2.7 Test de saisonnalité avec X-12 sur Prix

Test pour la présence de saisonnalité.				
Somme des carrés	Degré de liberté	Moyenne carrées	Valeur-F	
2.8471	11	0.25883	1.861	

Il n'y a pas de saisonnalité au niveau de 1 pour cent.

2.2 Autres séries temporelles

Pour les séries sollicitant une transformation des variables devant être exprimée en termes réels, les séries ont été ajustées en utilisant l'indice des prix à la consommation (IPC) de la province, compilé par l'Institut de la Statistique du Québec (ISQ) avec comme année de référence 2002. Dans notre modèle, nous allons également utiliser le taux moyen des prêts hypothécaires sur 5 ans compilé par la Banque du Canada².

L'utilisation de l'indice des prix des propriétés appelle une précision supplémentaire. Cet indice comprend non seulement les caractéristiques compilées dans la base de données Centris[®], mais inclut également un système d'information géographique (SIG) afin de limiter le problème d'autocorrélation spatiale (Des Rosiers, 2010). Un SIG capte les caractéristiques supplémentaires des quartiers (facteurs de proximité), tels que ceux relatifs à des écoles, des rues principales, un aéroport, les transports en commun, un bord de l'eau et autres.

2. Récupérer le 12 juillet 2014 du site de la Banque du Canada

Il est à noter que nous reconnaissons le fait que nos données comportent certaines limites dues au fait que la base Centris® est hétérogène. La méthodologie utilisée pour remplir adéquatement les fiches n'est pas nécessairement respectée par tous les courtiers et cela pourra potentiellement avoir des conséquences sur nos résultats.

CHAPITRE III

MÉTHODOLOGIE

À l'aide de la base de données Centris[®], le présent chapitre explique le cadre théorique et la démarche méthodologique adoptée afin de comprendre la dynamique entre les quantités transigées et les prix de vente. Il est à noter que la méthodologie a été grandement influencée par les travaux de Berkovec et Goodman (1996) et Hort (2000).

3.1 Présentation du cadre théorique

Comme mentionné au premier chapitre, plusieurs analyses empiriques se sont penchées sur la relation entre le volume de transactions et les prix de vente. La pluralité de celles-ci se concentrait sur la relation contemporaine entre ces deux variables et trouvait une corrélation positive. Quelques études analysent également la dynamique entre ces variables et concluent qu'en présence d'asymétrie d'information, les vendeurs réagissent moins rapidement que les acheteurs. Ce constat laisse croire que l'impact d'un choc dans l'économie est plus prononcé sur le volume de transactions que sur les prix (Clayton, Miller et Peng (2008), Stein (1995)).

Cependant, sous la théorie de l'efficience des marchés, nous ne retrouvons pas de corrélation entre le volume de transactions et les prix. Afin de comprendre si cette

théorie est logique dans le contexte étudié, nous allons procéder à l'élaboration d'un simple modèle. Par exemple, supposons un modèle standard, sans la théorie de la recherche et d'appariement, qui se concentre uniquement sur l'offre et la demande, sans faire de distinctions entre les acheteurs et les vendeurs, et que ces principaux acteurs sont caractérisés par des préférences homogènes. Posons également l'hypothèse que la propension des ménages à déménager est indépendante des prix. Dans un modèle comme celui-ci, un choc dans l'économie n'aura aucun impact sur les transactions, mais influencera les prix.

Délaissions maintenant l'hypothèse sur les préférences homogènes et introduisons le concept de recherche sur le marché. Posons de plus l'hypothèse que les vendeurs réagissent moins rapidement que les acheteurs en ce qui concerne l'ajustement des prix de réserve. Cette hypothèse provient du fait qu'un choc sur la demande touche directement la contrainte budgétaire des acheteurs, ce qui affecte les prix de réserve de façon contemporaine. Les vendeurs, eux, ne subissent que l'effet du choc agrégé sur la distribution de la propension à payer des acheteurs (Hort, 2000). Puisque l'information agrégée est susceptible d'arriver avec un certain retard, nous nous attendons à ce que les acheteurs changent leurs prix de réserve plus rapidement que les vendeurs occasionnant ainsi un ajustement du nombre de transactions avant les prix. L'hypothèse est donc renforcée par le fait que ces prix dépendent des conditions du marché dans le passé (Berkovec et Goodman, 1996).

De plus, l'acheteur détient plus d'informations que le vendeur pour une autre raison. Pendant le processus de recherche, les acheteurs sont plus enclins à magasiner dans un marché précis, marché dans lequel ils ont la ferme intention de négocier. En dépit du fait que les courtiers réduisent l'asymétrie d'information, ils ne peuvent l'abolir complètement puisque ceux-ci ne partagent pas le même agenda que les vendeurs (Hort, 2000). Par exemple, sachant qu'un courtier touche une commission, il est plus susceptible de vouloir vendre rapidement à un prix de

réserve un peu plus bas que le vendeur.

Finalement, Case et Shiller (1988) ont démontré que dans un marché au ralenti, les prix demandés sont rigides et dépendent des conditions du marché déjà survenues. En somme, l'hypothèse que les acheteurs réagissent plus rapidement que les vendeurs à un choc sur la demande nous semble raisonnable.

Ce scénario résume le modèle de Berkovec et Goodman (1996) ainsi que celui de Hort (2000) tout en étant une critique à l'égard de la théorie de l'efficience des marchés. Le volume de transactions réagit plus rapidement que les prix suite à un choc sur la demande qui est représenté par une hausse du taux hypothécaire dans son modèle. Cette hypothèse sera testée sur les données de la RMR de Montréal afin d'étudier la dynamique entre ces variables et d'estimer un indicateur de pression du marché immobilier.

3.2 Modèle théorique

Le modèle que nous allons tester s'applique à une série chronologique segmentée mensuellement et est basée sur le papier de Hort (2000). Chaque mois, un nombre de ménages cherche une propriété dans un bassin d'inscriptions en vigueur. Le prix est déterminé par la perception que le vendeur a en regard du marché immobilier et par le besoin qu'il a de se départir de sa propriété. Les acheteurs ne sont pas homogènes, c'est-à-dire que chaque acheteur évalue les unités disponibles selon ses préférences; le prix qu'il est prêt à payer dépend, à la fois, de ses critères et de la perception qu'il a du marché. Il est à noter que les prix anticipés des acteurs sont principalement basés sur le niveau des prix du logement, établis à la période précédente. Ceci sous-entend que les prix démontrent une certaine persistance. Cet énoncé est démontré avec insistance dans Fauvel (2005). Les indicateurs du marché immobilier peuvent aussi affecter le niveau des prix anticipés.

Lorsqu'un acheteur dénicher la maison convoitée, et qu'en plus il est prêt à dépasser le prix de réserve du vendeur, le processus de négociation est écarté et le prix offert devient automatiquement le prix de vente final. Les propriétaires ne réussissant pas à vendre dans le mois courant poursuivront alors la recherche d'un acheteur potentiel le mois suivant. Dans la pluralité des cas, le prix de réserve diminuera. Hort avance deux raisons possibles à cette baisse. Premièrement, un propriétaire impatient de vendre sa propriété baissera automatiquement son prix de réserve et ce, dans l'espoir de s'en départir rapidement. Pour les autres, l'asymétrie d'information joue un rôle : un vendeur mal informé choisit généralement un premier prix de réserve très élevé dans l'espoir de faire un gain important. Le vendeur corrige le tir une fois l'information du marché dévoilée, information qui arrive dans le processus de recherche d'un acheteur, avec un certain retard.

Supposons un choc sur les taux d'intérêt dans la période courante. Ce choc n'occasionnera pas de changement des prix puisque les principaux acteurs fixent leur prix de réserve en tenant uniquement compte de l'information provenant du passé. Cependant, un taux d'intérêt plus élevé peut faire en sorte que certains acheteurs potentiels se retirent du marché dû, entre autres, à l'augmentation des paiements. Il y aura alors une baisse des échanges sur le marché, ce qui occasionnera une diminution du volume de transactions. Les prix anticipés baisseront alors dans les périodes subséquentes. Le niveau auquel ces prix baisseront dépend par contre des indicateurs du marché, plus particulièrement du ratio entre les acheteurs potentiels et les vendeurs.

Une baisse éventuelle des prix anticipés occasionnera une baisse réelle des prix qui, à son tour, provoquera une baisse des prix anticipés à la prochaine période. Comme mentionné précédemment, ceci provient du fait que les prix démontrent une certaine persistance dans le temps. Plus les périodes avancent, plus petit sera l'écart entre le prix de réserve des acheteurs et des vendeurs. Un nouvel équilibre

verra alors le jour et sera généralement plus bas que le niveau des prix avant choc. Le volume de transactions, quant à lui, retournera à son point d'équilibre original.

3.3 Méthodes économétriques

Avant de débiter l'estimation du modèle économétrique nous permettant de répondre à la problématique initiale, il est de coutume de définir les outils méthodologiques utilisés dans un travail. Une description de la méthodologie des vecteurs autorégressifs est donc exposée ici-bas.

3.3.1 Méthodologie Box-Jenkins (ARIMA)

La méthodologie Box-Jenkins troque l'approche de la modélisation économétrique traditionnelle, c'est-à-dire l'utilisation de variables explicatives provenant de la théorie économique, pour se concentrer uniquement sur le comportement passé de la variable modélisée. En d'autres termes, la théorie économique suppose généralement un modèle à appliquer aux données tandis que la méthodologie Auto Regressive intégrée d'une Moyenne Mobile (ARIMA) permet aux données de déterminer le modèle sous-jacent. Il s'agit ainsi d'une méthode raffinée d'extrapolation (Kennedy, 2003).

Par exemple, si Y est la variable que nous cherchons à modéliser, l'approche de Box-Jenkins commence par l'étude de celle-ci afin de s'assurer qu'elle respecte les propriétés d'un processus stationnaire. Plus précisément, l'analyste doit valider les propriétés stochastiques de la série, s'assurant qu'elles restent invariantes au temps. Pour ce faire, l'observation graphique de la variable combinée à un test de racine unitaire nous révèle l'état du processus. Il est à noter que la pluralité des séries macroéconomiques possède une tendance à long terme, venant ainsi infirmer l'indépendance des deux premiers moments par rapport au temps.

Si la série est non stationnaire, les auteurs suggèrent alors de transformer la série en logarithme naturel et de la différencier (Kennedy, 2003). Ces chercheurs ont constaté que la plupart des séries économiques ne requièrent qu'une différenciation afin de devenir stationnaires. Ce procédé produit alors une nouvelle série de données, série utilisée pour l'analyse par la méthode de Box-Jenkins.

Si nous représentons ce procédé en équation, nous avons alors un ARIMA(p, d, q) :

$$\Delta Y = \phi_1 \Delta Y_{t-1} + \phi_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \phi_p \Delta Y_{t-p} + \epsilon_t + \theta_1 \epsilon_{t-1} + \theta_2 \epsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \epsilon_{t-q}$$

Où ϕ et θ sont des paramètres inconnus et ϵ est un terme d'erreur indépendant et identiquement distribué suivant une loi normale avec une moyenne nulle et une variance finie. Il est à noter qu'aucune variable explicative ne fait partie de cette équation et que ΔY n'est exprimée que par son passé. Le terme p désigne le nombre de retard de ΔY , représentant ainsi l'ordre du processus autorégressif tandis que le q désigne le nombre de retards du terme d'erreur correspondant à l'ordre de la moyenne mobile. Il est à noter ici que le d dans ARIMA(p, d, q) représente l'ordre de différenciation de la série chronologique.

Nous pouvons identifier trois étapes à suivre afin d'estimer adéquatement un modèle ARIMA :

1. *L'identification*, étape où on évalue à l'aide des fonctions d'autocorrélations et d'autocorrélations partielles, p et q afin d'avoir un processus ARIMA concevable. Cette étape est fondamentale et requiert de l'analyste qu'il utilise son jugement afin de bien interpréter les fonctions énumérées ci-haut.
2. *L'estimation*, étape où l'on estime ϕ et θ , une fois le processus ARIMA trouvé. Si q est de 0, c'est-à-dire que si nous sommes en présence d'un processus uniquement autorégressif, nous pouvons l'estimer à l'aide des moindres carrés ordinaires. Si q est différent de zéro, nous utilisons soit les moindres carrés non linéaires, soit le maximum de vraisemblance.

3. *La validation*, étape permettant de poser un diagnostic sur le modèle estimé. Pour ce faire, nous devons nous assurer que les résidus sont des bruits blancs, c'est-à-dire que nous ne retrouvons aucune corrélation entre eux. Le test portemanteau proposé par Box-Pierce peut-être appliqué pour valider les résidus. Si le test échoue, nous devons recommencer à la première étape afin d'identifier un modèle valide.

Cette méthodologie a été modifiée afin de permettre l'étude de plusieurs variables simultanément. Nous parlons alors de la procédure Box-Jenkins multivariée, plus précisément de l'estimation d'un vecteur comprenant plusieurs variables qui est modélisé tel un processus ARIMA. Si q est égal à 0, nous nous retrouvons alors avec un processus simplifié qui est appelé vecteur autorégressif.

3.3.2 Méthodologie des vecteurs autorégressifs (VAR)

Un VAR est un système d'équation dynamique. Dans ce type de modèle, toutes les variables du système sont endogènes. Chaque variable est écrite comme une fonction linéaire de ses propres valeurs retardées et des valeurs retardées de toutes les autres variables du système. Le nombre de retards choisi dans le modèle peut s'estimer comme dans un modèle ARIMA ou, encore, à l'aide d'un critère d'information comme celui d'Akaike et de Bayes. Un vecteur comprenant des termes d'erreurs vient compléter le système d'équation.

L'équation suivante est une représentation d'un modèle VAR à deux variables :

$$\begin{aligned} Y_t &= \mu_1 + \theta_{11}Y_{t-1} + \theta_{12}X_{t-1} + \varepsilon_{1t} \\ X_t &= \mu_2 + \theta_{21}Y_{t-1} + \theta_{22}X_{t-1} + \varepsilon_{2t} \end{aligned}$$

Où ε_{1t} et ε_{2t} sont des bruits blancs potentiellement corrélés. Ce système peut être réécrit sous forme matricielle de la manière suivante :

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_{11} & \theta_{12} \\ \theta_{21} & \theta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ X_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

D'une manière plus générale, un VAR(p) s'écrit comme :

$$\vec{Y}_t = \mu + \Theta_1 \vec{Y}_{t-1} + \dots + \Theta_p \vec{Y}_{t-p} + \vec{\varepsilon}_t$$

Où \vec{Y}_t est un vecteur contenant les k variables du modèle, μ est un vecteur de constantes, chaque Θ_j est une matrice $k \times k$ et $\vec{\varepsilon}$ est un vecteur de bruits blancs.

En introduisant l'approche VAR à l'économétrie, Sims (1980) cherchait à corriger certaines lacunes concernant les modèles d'équations simultanées. L'auteur préconise la modélisation VAR puisque celle-ci nous permet, a priori, de ne pas faire de distinction entre variables endogènes et exogènes ; comme mentionné ci-haut, chaque variable de ce système est endogène. Un autre avantage est qu'en tenant compte du lien dynamique entre chaque variable, et en utilisant leur historique, l'estimation d'une représentation parcimonieuse à la dépendance temporelle permet l'utilisation d'un plus petit nombre de retards dans le modèle, et ce, afin de représenter le processus sous-jacent. Il permet également une prévision plus précise (Verbeek, 2014).

Cependant, cette approche a été critiquée en raison de son manque de contenu économique (Enders, 2004). Dans cette approche, le rôle de l'économiste se limite à suggérer quelles variables sont appropriées pour étudier le phénomène sous-jacent. Puisqu'il y a peu de contribution économique dans un VAR, il ne faut pas se surprendre qu'il y ait un manque d'éléments économiques dans la réponse. Par exemple, lorsque vient le temps d'analyser l'impact d'une politique ou de faire de l'inférence structurelle, le VAR sous forme réduite ci-haut n'est pas des plus utiles. Il est impossible d'y faire la différence entre corrélation et causalité, diminuant

ainsi sa performance (Stock et Watson, 2001). Puisque sous forme réduite, les termes d'erreurs d'un VAR sont généralement corrélés entre eux, il est difficile, voire impossible d'évaluer de façon robuste l'impact qu'un choc peut avoir sur les différentes variables du modèle.

Afin de pouvoir accentuer l'interprétation économique de cette méthodologie, nous devons ici faire appel à des modèles VAR structurels. Nous voulons obtenir, à partir de chocs corrélés, des chocs structurels non corrélés. Pour ce faire, la décomposition de Cholesky peut-être appliquée. Cette technique consiste à imposer un nombre de restrictions à la matrice variance-covariance de l'effet contemporain portant sur la forme réduite. Cette décomposition commande que seul le premier choc structurel ait un effet actuel sur la première variable du modèle. Les deux premiers chocs structurels ont quant à eux un effet contemporain sur la seconde variable et ainsi de suite. Ici, il est à noter que l'ordre dans lequel les variables apparaissent dans le modèle est d'une importance capitale. Cette ordonnance, ou l'imposition de restrictions a priori, provient soit d'un raisonnement économique robuste, ou de la littérature sur le sujet.

La modélisation sous forme de VAR structurel nous permet au final d'analyser la réponse dynamique des variables aux chocs structurels. Ce type de réponses, aussi appelées des fonctions de réponses, mesurent l'impact de chaque choc structurel sur chaque variable. C'est précisément un des objectifs de ce travail, c'est-à-dire d'analyser la réponse d'un choc (hausse des taux d'intérêt) sur les prix de vente et le nombre de transactions pour la RMR de Montréal.

3.3.3 Méthodologie des modèles vectoriels à correction d'erreur (VECM)

Une des raisons derrière la popularité des modèles VAR est que les modèles structurels standards étaient trop statiques ; leurs spécifications dynamiques n'étaient pas suffisamment flexibles pour leur permettre, de manière adéquate, une représentation précise de l'économie qui, généralement, lorsqu'observée, est plus souvent qu'à son tour en déséquilibre (Kennedy, 2003).

Ce manque d'attention à l'égard de la dynamique est une conséquence naturelle du fait que la théorie économique a une bonne capacité à identifier les relations de long terme entre les différentes variables économiques. Ces relations, créées par les forces d'équilibre, omettent généralement l'information concernant les retards et les ajustements dynamiques. Toujours selon Kennedy, lorsque nous analysons les modèles ARIMA et VAR sous cet angle, nous dénotons deux caractéristiques déjà mentionnées : ils sont très souples du point de vue de la représentation dynamique, et ils ignorent toutes les informations que la théorie économique peut offrir concernant le rôle des équilibres de long terme.

À la lumière de ce raisonnement, il apparaît raisonnable de donner une souplesse aux modèles économétriques afin de faire usage de la théorie économique, plus particulièrement de laisser les forces d'équilibre de long terme agir et ce, en permettant une structure latente très flexible. Ceci permet aux données de jouer un rôle de premier plan dans la spécification de la structure dynamique du modèle. Sur la base que la théorie économique est adéquate, cette approche devrait être supérieure à la méthodologie ARIMA ou VAR (Kennedy, 2003). Ce type d'estimation, c'est-à-dire la combinaison entre une structure latente flexible et la prise en compte des conditions d'équilibre de long terme, s'appelle une équation à correction d'erreurs (ECM).

À titre d'exemple, prenons l'équation suivante :

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 X_{t-1} + \beta_3 Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

La théorie économique suggère qu'en équilibre de long terme,

$$Y_t = \phi + \theta X_t$$

Afin de résoudre l'équilibre de long terme, nous posons $Y_t = Y_{t-1}$ et $X_t = X_{t-1}$

Ce faisant,

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 X_{t-1} + \beta_3 Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

peut se réécrire comme :

$$(1 - \beta_3)Y_t = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2)X_t + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \left(\frac{\beta_0}{1-\beta_3}\right) + \left(\frac{\beta_1+\beta_2}{1-\beta_3}\right)X_t + \varepsilon_t$$

où en équilibre de long terme nous retrouvons $\phi = \left(\frac{\beta_0}{1-\beta_3}\right)$ et $\theta = \left(\frac{\beta_1+\beta_2}{1-\beta_3}\right)$.

En utilisant ce résultat, et en transformant $\ln(Y_t) = y_t$ et $\ln(X_t) = x_t$, nous pouvons réécrire l'équation initiale comme suit :

$$y_t - y_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} + \beta_3 y_{t-1} - y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$y_t - y_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 x_t - \beta_1 x_{t-1} + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-1} + \beta_3 y_{t-1} - y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t + (\beta_3 - 1)(y_{t-1} - \phi - \theta x_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Cette dernière équation est l'ECM et $(\beta_3 - 1)(y_{t-1} - \phi - \theta x_{t-1})$ est appelé un terme de correction d'erreur, car il estime l'erreur courante dans la réalisation de l'équilibre à long terme. Par exemple, si l'erreur de Y croît trop rapidement, le dernier terme de l'équation devient alors plus grand. Puisque son coefficient est négatif ($\beta_3 < 1$ pour stationnarité), ce terme exerce une force de rappel sur Δy_t , venant ainsi corriger le déséquilibre.

Il est à noter que cette équation est en différence, mais que le terme de correction d'erreur est en niveaux. En fait, c'est ce qui peut constituer un avantage sur la modélisation ARIMA puisque l'utilisation en niveaux de certaines variables tend à ajouter de l'information sur le long terme. Cependant, le mélange entre des données en différences et en niveaux soulève certaines questions portant sur la légitimité d'avoir ces deux types de variables dans un même modèle (Enders, 2004). Ce constat s'avère d'une importance capitale et fait intervenir le concept de la cointégration. Généralement en macroéconomie, lorsque prises individuellement, les variables sont non stationnaires, c'est-à-dire que la variance de ces variables est infinie. Par contre, lorsqu'il existe une combinaison linéaire de deux (ou plus) variables permettant au système d'être stationnaire, nous faisons face à une relation de cointégration.

Le problème est qu'en utilisant une représentation à équation unique, on suppose que toutes les variables du modèle sont exogènes, ce qui est une hypothèse forte. De plus, si notre système renferme plus de deux variables, il y a possibilité d'être en présence de plusieurs relations de cointégration. Afin de remédier à cela, il faut adopter une formulation plus générale où chaque variable est modélisée avec ces propres retards. Sous forme vectorielle, ce système devient tout simplement un VAR. Lorsque testés pour des liens de cointégration avec la procédure de Johansen, et que des relations stables à long terme s'avèrent présentes, nous sommes en présence d'un modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM).

3.4 Présentation des tests

3.4.1 Test de stationnarité

Si une série doit préalablement être différenciée afin de respecter les propriétés d'un processus stationnaire, elle contient alors une racine unitaire ou, en d'autres mots, le coefficient autorégressif est égal à l'unité. Lorsque la stationnarité n'est pas respectée, l'inférence statistique provenant du modèle n'est pas valide. Une autre conséquence est que lorsqu'un choc temporaire vient perturber la série, il se transforme en choc permanent venant ainsi invalider l'interprétation qu'on peut en faire. Ce type de processus a pour nom marche aléatoire (avec ou sans tendance).

Il est donc important de tester l'état du processus sous-jacent de chaque série afin de déterminer s'il suit une marche aléatoire ou non. Autrement dit, le but du test est de savoir si la série respecte les propriétés d'un processus stationnaire ou si notre processus a une racine qui est égale à 1. Le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) avec la procédure de Campbell et Perron pour déterminer le nombre de retards sera appliqué à chacune des séries.

Il existe trois équations pouvant être testées par ADF à savoir, vérifier une marche aléatoire, une marche aléatoire comprenant une constante ou une marche aléatoire avec une tendance. La formule générale représente bien les trois cas :

$$\Delta y = \alpha + \beta t + \phi \Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t$$

Si α et β sont égaux à zéro, nous sommes en présence d'une marche aléatoire. Autrement, un α différent de zéro signifie la présence d'une constante alors qu'un β non nul annonce la présence d'une tendance dans le processus.

Pour le test ADF, nous cherchons à savoir si ϕ est égal à 1. Plus précisément, les hypothèses du test sont :

$H_0 : \phi = 1$ Processus est donc non stationnaire

$H_1 : \phi < 0$ Processus est donc stationnaire

Afin d'effectuer ce test, il est important de bien choisir le nombre de retards du processus. Si le nombre s'avère insuffisant, le test n'aura pas le bon niveau. En contrepartie, si nous testons avec un trop grand nombre de retards, le test souffrira d'un problème de puissance. Nous devons donc sélectionner le bon nombre de retards et la procédure de Campbell et Perron nous guidera. Cette procédure fixe un nombre de retards très grand et évalue la significativité du dernier retard de l'équation. Si le dernier retard s'avère non significatif, nous le retranchons et réestimons à nouveau le test. Nous appliquons cette procédure jusqu'à ce qu'on trouve un dernier retard significatif. Nous nous appuyons sur le critère d'Akaike afin de déterminer ce qu'est un "très grand nombre" de retards.

Cette méthode, c'est-à-dire le test ADF augmenté de la procédure Campbell et Perron, sera d'abord appliquée à chaque série du modèle, en niveau, pourvu que la présence d'une tendance s'avère difficilement repérable graphiquement. Si les séries n'exhibent pas les symptômes d'un processus stationnaire, ou s'il y a clairement présence d'une tendance sur le graphique, elles seront alors différenciées. La procédure d'estimation recommencera avec les séries différenciées, et ce, jusqu'à ce qu'un processus satisfaisant soit trouvé pour chacune des séries.

3.4.2 Test de cointégration

Afin de détecter la présence ou non de cointégration dans nos variables, nous allons effectuer le test de Johansen. Ce test est basé sur la matrice π de la formulation du VECM suivant :

$$\Delta x_t = A_0 + \pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \pi_i \Delta x_{t-i} + \epsilon_t$$

Il est à noter que le rang de la matrice π ici représente le nombre de relation, ou vecteur, de cointégration. Le test de Johansen se base sur les valeurs propres de la matrice des corrélations canoniques entre les résidus des deux régressions suivantes (Johansen, 1988) :

$$\Delta x_t = \hat{\alpha} + \sum_{i=1}^p \hat{\delta}_t \Delta x_{t-i} + \hat{\eta}_t$$

$$x_{t-1} = \hat{\beta} + \sum_{i=1}^p \hat{\theta}_t \Delta x_{t-i} + \hat{\kappa}_t$$

Ce test utilise la statistique λ_{trace} qui est décrite comme :

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

et les hypothèses du test sont :

H_0 : Il existe au plus r vecteurs de cointégration

H_1 : Il existe au moins r vecteurs de cointégration

Cette statistique cherche donc à évaluer si le nombre de relations de cointégration est plus petit ou égal à r . Si $r > 0$, il serait alors propice d'évaluer notre modèle à l'aide d'un VECM, puisque celui-ci performera mieux qu'un VAR.

3.4.3 Test de causalité à la Granger

Afin de valider l'intuition concernant un lien dynamique entre plusieurs variables dans le temps, des économistes ont développé des tests comparant des espérances conditionnelles. La causalité à la Granger en est un. Dans le cas qui nous intéresse, la formule définissant la causalité à la Granger est la suivante :

$$E(\Delta prix_t | \Delta prix_{t-i}, \Delta transaction_{t-i}, \Delta taux_{t-i}) \neq E(\Delta prix_t | \Delta prix_{t-i})$$

Cela implique ici que les retards de la variable des transactions $\Delta transaction_t$ aident à prédire la variable des prix $\Delta prix_t$. Puisque nous posons l'hypothèse que les transactions devancent les prix, nous nous attendons à ce que cette inégalité soit exacte. Ce test sera appliqué pour chacune des variables du modèle afin de définir si un lien dynamique important existe.

CHAPITRE IV

MODÈLE EMPIRIQUE ET RÉSULTATS

Dans ce chapitre, nous abordons en premier lieu l'analyse des séries temporelles utilisées afin d'estimer la dynamique entre les prix de vente et la quantité de transactions. Par la suite, une section portant sur l'approche économétrique utilisée est exposée. Le chapitre se conclut par une discussion portant sur les résultats empiriques de notre modèle.

4.1 Analyse des séries temporelles

Une étape primordiale afin de bien étudier la dynamique entre les prix et le nombre de transactions dans la RMR de Montréal est d'avoir une compréhension approfondie des séries sous-jacentes. Cette section étudie le comportement de chaque série temporelle comprise dans le modèle.

4.1.1 Stationnarité des séries

Lorsque nous sommes en présence d'une série non stationnaire, il est difficile de faire de l'inférence statistique. Pour détecter si nos séries sont stationnaires, nous allons d'abord procéder par l'analyse graphique des prix, des transactions et du taux moyen des prêts hypothécaires sur 5 ans.

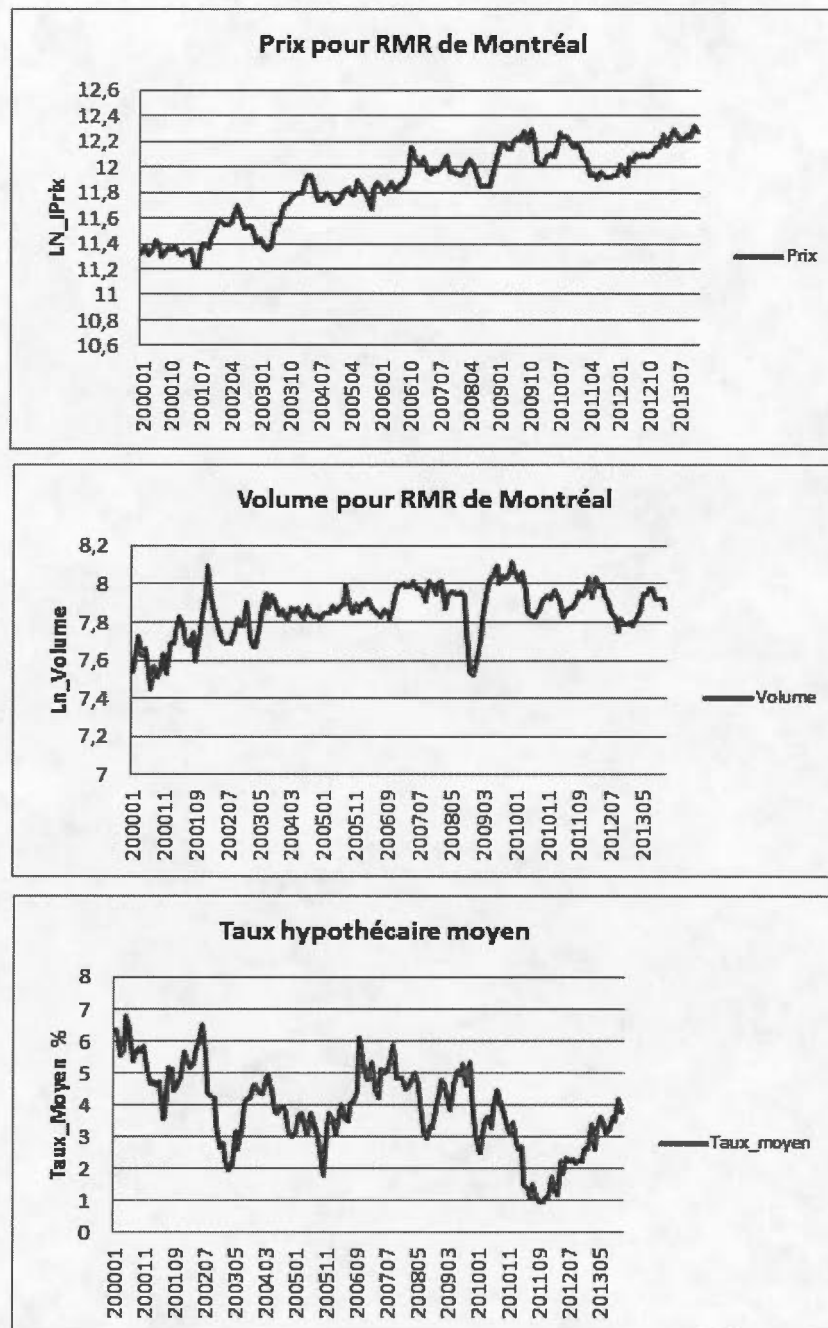


Figure 4.1 L'évolution en niveau des séries

A priori, par observation, seule la série portant sur les prix réel, calculée par l'indice des prix des propriétés et transformée en logarithme naturel, exhibe clairement une tendance. En effet, nous pouvons noter une hausse de prix se prolongeant sur les quatorze dernières années. Pour les deux autres séries, soit le volume de transactions et les taux d'intérêt réel moyen, nous ne discernons pas une tendance sur les graphiques.

Afin de valider l'état des séries, nous allons procéder au test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) avec la procédure de Campbell et Perron. Le tableau 4.1 ici-bas est un résumé du test ADF sur chacune des séries. Nous invitons le lecteur à regarder l'appendice A pour les résultats plus détaillés :

Tableau 4.1 Tableau sommaire du test ADF

Série	t-Statistique	Prob.
Prix	-3.114836	0.1063
$\Delta Prix$	-12.19355	0.0000
Volume	-3.666732	0.0055
Taux Hypothécaire	-3.0907	0.0292

Sur la base des résultats de ce tableau, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle, soit l'hypothèse de non stationnarité, contre l'hypothèse alternative, uniquement pour une seule série, soit celle concernant les prix réel en niveau. Nous observons cependant, qu'en première différence, la série est stationnaire avec une valeur du test t de -12.19355.

4.1.2 Cointégration des séries

Comme mentionné au chapitre précédent, la prise en compte des conditions d'équilibre de long terme permet de faire une estimation plus robuste de la dynamique des variables. Plus précisément, si un lien de long terme existe entre les variables, une déviation de ce lien entraînera un réalignement automatique vers l'équilibre. Ceci a un impact direct sur la dynamique à court terme entre les variables.

Afin de savoir si nos données présentent un équilibre de long terme, nous devons estimer ce lien à l'aide d'un test de cointégration. Le test choisi est celui de Johansen.

Tableau 4.2 Test de cointégration de Johansen

	Eigenvalue	Statistique	Valeur Critique	Prob.**
Aucun*	0.240424	68.63963	42.91525	0.0000
Au plus 1	0.087137	23.54050	25.87211	0.0949
Au plus 2	0.051022	8.588688	12.51798	0.2073

Le test indique un lien de cointégration au niveau de 5%

À la lumière des résultats du test, nous pouvons affirmer qu'il existe un lien de cointégration dans nos variables. D'après Meen (2001), les prix et les transactions sont corrélés dans le court terme mais pas dans le long terme. Par contre, Andrew et Meen (2003) avancent l'idée que ces deux variables sont corrélés avec le stock de logement. De plus, les auteurs avancent que la démographie et le revenu disponible sont aussi des déterminants de long terme des prix du logement, lesquels sont vraisemblablement corrélés avec le stock de logement. Dans ce contexte, on peut croire que notre relation de cointégration est une relation de forme réduite qui tient compte de l'influence des variables omises.

4.1.3 Causalité à la Granger des séries

Comme mentionné au troisième chapitre, la causalité à la Granger vient renforcer l'intuition concernant un lien dynamique entre certaines séries chronologiques.

Tableau 4.3 Test de causalité à la Granger

H0 :	N	F-Statistique	Prob.
Volume ne cause pas à la Granger Prix	164	4.37051	0.0004
Prix ne cause pas à la Granger Volume		1.53141	0.1717
Taux hypothécaire ne cause pas à la Granger Volume	164	3.21860	0.0053
Volume ne cause pas à la Granger Taux hypothécaire		3.91576	0.0012
Taux hypothécaire ne cause pas à la Granger Prix	164	2.81214	0.0128
Prix ne cause pas à la Granger Taux hypothécaire		0.25702	0.9558

À la lumière de ce tableau, nous pouvons tirer certaines conclusions concernant la dynamique de ces variables. Dans un premier temps, nous pouvons conclure que les transactions cause à la Granger les prix puisque la valeur statistique du test de Fisher nous amène à rejeter l'hypothèse nulle. En d'autres termes, nous pouvons arguer que dans le modèle avec *Prix* comme variable dépendante, les coefficients de la variable *Volume* sont significatifs, ce qui infère que cette variable aide à prédire les prix. Le même raisonnement s'applique quant à la variable *Taux hypothécaire*, elle cause bien à la Granger les prix.

En ce qui concerne la variable *Prix*, il est intéressant de noter que nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle, que ce soit pour les transactions ou le taux hypothécaire. Ceci sous-entend que les coefficients de la variable *Prix* ne sont pas significatifs lorsque *Volume* ou *Taux hypothécaire* sont les variables dépendantes. En d'autres mots, la variable *Prix* n'aide pas à prédire ni la quantité de transactions, ni les taux hypothécaire, ce qui est conforme avec la théorie économique.

4.2 Modèle empirique

4.2.1 Le modèle

La méthodologie adoptée dans le but d'étudier la dynamique entre les prix et le volume de transactions est de spécifier un modèle VECM. Puisque nous sommes intéressés par une réponse immédiate à un choc de la demande, le choix d'un changement brusque du taux moyen des prêts hypothécaires à 5 ans nous semble approprié. Ceci s'explique par le fait que ce type de choc conduit généralement à une réaction relativement rapide¹ des principaux acteurs (Hort, 2000). Afin de garder l'analyse simple, le modèle est estimé à l'aide d'un VECM comprenant trois variables endogènes : le taux hypothécaire moyen sur 5 ans, la quantité de transactions et le prix.

Le VECM en forme réduite a donc la représentation suivante :

$$\Delta x_t = \delta + \beta \alpha' x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \epsilon_i$$

où $x_t =$

$$\begin{bmatrix} Transactions \\ Prix \\ Taux_Moyen \end{bmatrix}$$

.

1. Il faut tempérer la vitesse de réaction ici ; le coût important d'une transaction immobilière, les délais de constructions, la formation des attentes et l'asymétrie d'information des agents économiques jouent un rôle sur la vitesse de réaction, ne pouvant donc pas être particulièrement rapide.

Dans cette équation, δ représente un vecteur de constante, α est un vecteur contenant la relation de cointégration, β est le vecteur incluant les paramètres d'ajustement aux relations de long terme, *Transactions* est le nombre de transactions exprimé en logarithme, *Taux_Moyen* est le taux d'intérêt hypothécaire moyen en terme réel, *Prix* est le prix réel des logements exprimé en logarithme et ε_i les termes d'erreur. Il est important de mentionner ici que dans $\beta\alpha'x_{t-1}$ se cache le terme à correction d'erreur $\beta' * x_{t-1}$.

Étant donné que cette représentation est sous forme réduite, les termes d'erreur des trois équations sont corrélés, ne permettant pas d'identifier les chocs propres à chacune des variables. Ceci entraîne un biais dans l'analyse des fonctions de réponses. Afin de pouvoir analyser l'impact d'un choc sur chaque variable, nous devons transformer ce modèle en VECM structurel, et ce, en imposant certaines restrictions provenant de la littérature en économie immobilière.

Premièrement, d'après Hort (2000), le taux hypothécaire est indépendant des recettes totales de transactions (Quantité*Prix) dans le marché immobilier. Plus précisément, l'auteur avance que le taux hypothécaire est faiblement exogène par rapport au volume des transactions et des prix de vente. Ceci provient du fait que les acheteurs ne représentent qu'une partie de la somme totale d'emprunt hypothécaire. Pour illustrer cette affirmation, nous n'avons qu'à penser à un propriétaire réhypothéquant son bien afin de le rénover. Une explication complémentaire provient également du fait que les relations d'arbitrage entre les différents types d'actifs tendent à égaliser les rendements. Cette restriction de court terme nous apparaît raisonnable d'autant plus que l'effet d'un changement dans les taux hypothécaires risque de se faire sentir avec un certain retard.

La seconde restriction provient du modèle de recherche et appariement de Berkovec et Goodman (1996). Comme les vendeurs réagissent moins rapidement que les

acheteurs à un choc sur la demande, nous avançons que le volume des transactions est faiblement exogène par rapport aux prix des logements.

Ces restrictions nous permettent alors d'identifier l'ordre des variables dans le modèle. La forme structurelle du modèle peut être réécrite ainsi (Hort, 2000) :

$$\begin{aligned} I_t &= \delta_1 & + \sum_{i=1}^p B_{1i} Y_{t-i} + v_{1t} \\ Q_t &= \delta_2 + \beta_{21} I_t & + \sum_{i=1}^p B_{2i} Y_{t-i} + v_{2t} \\ P_t &= \delta_3 + \beta_{31} I_t + \beta_{32} Q_t & + \sum_{i=1}^p B_{3i} Y_{t-i} + v_{3t} \end{aligned}$$

où I_t est le taux_hypothécaire, Q_t est le nombre de transactions, P_t est le prix réel, Y est le vecteur comprenant ces trois variables et v_i les termes d'erreur avec $E(v_i v_i')$ diagonale.

En suivant cet ordre, et en appliquant la décomposition de Choleski sur la matrice variance-covariance des résidus \hat{v}_i par l'entremise des restrictions imposées ci-haut, les fonctions de réponses du volume des transactions et des prix suite à un choc structurel des taux hypothécaires moyens sont alors interprétables. Plus précisément, sous cette forme, un choc des prix réel v_{3t} n'affecte que les prix de manière contemporaine, un choc des transactions v_{2t} affecte de manière contemporaine les prix et les transactions et, un choc des taux affecte chacune des variables de façon synchronique.

4.2.2 Résultats

À l'aide de la base de données Centris[®], nous avons regroupé toutes les transactions résidentielles de la RMR de Montréal. Nous avons ainsi retenu 437 983 ventes entre 2000 et 2014, une fois les filtres imposés. Pour le prix, nous utilisons l'indice des prix des propriétés, indice calculé à l'aide d'une maison de référence

et transformé en série réelle à l'aide de l'IPC de la province. Le taux hypothécaire moyen réel à 5 ans est notre variable permettant de simuler un choc sur la demande. Puisque nous avons la date de vente de chacune des propriétés, que l'indice des prix est calculé mensuellement et que la donnée sur le taux hypothécaire en vigueur est disponible mensuellement, nous avons construit une base de données mensuelles comportant 168 observations. Le modèle a également été estimé avec des séries trimestrielles aux fins de validation et ses fonctions de réponses se retrouvent en appendice C.

Outre ces trois séries, des variables dichotomiques portant sur les changements de réglementation de la SCHL ont été utilisées. En 2008, la période d'amortissement maximale a été raccourcie de 40 à 35 ans. La SCHL a récidivé en 2011, portant la période d'amortissement maximale à 30 ans. Cette période s'est vue raccourcir à 25 ans en juillet 2012.

Étant donné que le test de cointégration de Johansen s'avère positif, un vecteur autorégressif en première différence comporte un problème de spécification (Engle et Granger, 1987). Nous avons pris en compte ce lien de cointégration et avons estimé un VECM avec les données. Lorsqu'on estime le modèle à l'aide des données mensuelles, le nombre de retards attribués aux variables endogènes est de trois². Pour le modèle avec les données trimestrielles, ce retard est uniquement de un.

Afin de faciliter la lecture, seule l'équation de cointégration et les équations portant sur les transactions et les prix sont présentées ici, dans ce chapitre, aux tableaux 4.4, 4.5 et 4.6 :

2. La procédure de Campbell et Perron ainsi que le critère d'information d'Akaike nous proposaient ce nombre de retard.

Tableau 4.4 Équation de cointégration

Équation de Cointégration

Variable	Coefficient	Écart-Type	t-Statistique
Taux_Moyen :	1	-	-
Volume :	-0.231538	0.03758	-6.16128
Prix :	0.131944	0.01843	7.15860

Tableau 4.5 Estimation VECM de Transactions

Modèle vectoriel à correction d'erreur

Variable dépendante : d(Transactions)

R-carré :	0,2670	R-carré ajusté :	0,2030
Variable	Coefficient	Ecart-Type	t-statistique
Cointeq :	1.0008	0.2883	3.4708
d(Taux_Moyen)(t-1) :	-9.2113	3.5598	-2.5875
d(Volume)(t-1) :	0.0560	0.0922	0.6070
d(Prix)(t-1) :	1.3583	1.1868	1.1444
d(Taux_Moyen)(t-2) :	-8.2634	3.7617	-2.1967
d(Volume)(t-2) :	0.1689	0.0903	1.8697
d(Prix)(t-2) :	1.0907	1.2235	0.8917
d(Taux_Moyen)(t-3) :	-2.6140	3.7222	-0.7023
d(Volume)(t-3) :	0.2188	0.0827	2.6442
d(Prix)(t-3) :	-0.9839	1.0982	-0.8959
SCHL2008(t) :	-0.0050	0.0603	-0.0830
SCHL2011(t) :	-0.0072	0.0599	-0.1215
SCHL2012(t) :	-0.0670	0.0599	-1.1196
C :	0.1520	0.0430	3.5701

Tableau 4.6 Estimation VECM de Prix

Modèle vectoriel à correction d'erreur

Variable dépendante : d(Prix)

R-carré : 0,5079 R-carré ajusté : 0,4649

Variable	Coefficient	Ecart-Type	t-statistique
Cointeq :	-0.0579	0.0181	-3.1877
d(Taux_Moyen)(t-1) :	-0.2721	0.2243	-1.2132
d(Volume)(t-1) :	-0.0202	0.0058	-3.4809
d(Prix)(t-1) :	0.3548	0.0748	4.7456
d(Taux_Moyen)(t-2) :	0.4878	0.2370	2.0581
d(Volume)(t-2) :	-0.0098	0.0057	-1.7172
d(Prix)(t-2) :	0.0027	0.0771	0.3439
d(Taux_Moyen)(t-3) :	-0.4414	0.2345	-1.8818
d(Volume)(t-3) :	0.0045	0.0052	0.8800
d(Prix)(t-3) :	0.2305	0.0692	3.3316
SCHL2008(t) :	0.0031	0.0038	0.8270
SCHL2011(t) :	-0.0075	0.0037	-1.9732
SCHL2012(t) :	-0.0091	0.0037	-2.4359
C :	-0.0070	0.0030	-2.7120

Avant de continuer avec la présentation des fonctions de réponses, jetons un coup d'oeil aux tableaux ci-haut. Comme mentionné un peu plus tôt dans ce chapitre, nous avons une relation de cointégration. Cependant, cette relation en est une en forme réduite puisqu'il y a d'autres variables susceptibles d'intervenir dans la dynamique du modèle. Outre le lien existant entre le volume et les prix par l'entremise du stock de logements, Andrew et Meen (2003) avancent que le niveau de revenu ainsi que la richesse affectent également les variables de notre modèle. Ces variables ne sont pas présentées, du moins explicitement, dans l'équation rendant la relation de cointégration difficile à interpréter. Par contre, toujours selon Andrew et Meen, ces variables sont présentes de façon implicite dans les termes retardés des variables dépendantes. Nous pouvons donc tirer certains résultats de ce modèle.

Premièrement, le coefficient lié au terme de cointégration *Cointeq* est beaucoup plus faible dans l'équation touchant les prix que celle touchant les transactions. On peut avancer que les prix du logement s'ajustent très lentement à un déséquilibre par rapport à la relation de long terme, contrairement aux transactions. En d'autres mots, les transactions s'ajustent beaucoup plus rapidement que les prix à un déséquilibre. Pour ce qui est des taux hypothécaires retrouvés en appendice B, on voit qu'ils sont peu sensibles au déséquilibre.

De plus, nous pouvons constater que la variable de prix démontre une certaine persistance, puisque ces valeurs retardées sont significatives, ce qui est conforme à la littérature théorique et empirique en économie immobilière (Fauvel, 2005 ; Meen, 2001 ; Hort, 2000 ; Berkovec et Goodman, 1996).

Autre résultat intéressant, les variables dichotomiques portant sur les changements de réglementation de la SCHL sont significatives dans l'équation touchant les prix, du moins celles de 2011 et 2012. Nous pouvons interpréter ces variables comme un

choc exogène sur la demande, provenant d'une politique gouvernementale ayant un effet négatif sur le prix réel des logements. Par contre, le signe de la variable *SCHL2008* est contraire à ce que prédit la théorie, mais elle n'est pas statistiquement significative dans l'équation. Nous postulons néanmoins que dans la mesure où peu d'emprunteurs se prévalaient de la limite du prêt de 40 ans, on peut voir là une explication du résultat obtenu. Plus la règle s'achemine vers 25 ans, plus la restriction a de l'influence. Il est à noter que ces variables ne sont pas significatives pour l'équation portant sur les transactions ou sur les taux hypothécaires.

Un autre point à mentionner, le taux hypothécaire et les transactions ont des impacts significatifs et négatifs sur les prix. Ceci est cohérent, du moins en partie, avec la théorie économique. En effet, les transactions et les prix sont corrélés, mais seulement dans le court terme (Berkovec et Goodman, 1996). Comme mentionné plus tôt, dans le long terme les transactions n'influencent pas les prix des logements ; la relation de long terme entre transactions et prix se fait à travers le canal du stock de logements ou autres variables omises telles la démographie et le revenu disponible des ménages. Or, nous n'avons pas capté de manière explicite cette relation de long terme puisque nous n'avons pas accès aux données sur le stock de logements. Nous devons donc effectuer une mise en garde lors de la présentation de la fonction de réponse des prix suite à un choc sur les transactions.

En appendice B, le lecteur trouvera les estimations mensuelles du VECM pour la variable portant sur le taux hypothécaire moyen. Également, le lecteur trouvera le résultat du test "portemanteau". Ce test est utile afin de valider si les résidus sont caractérisés par un bruit blanc. En cas contraire, il y aurait présence d'autocorrélation et cela causerait un biais dans les paramètres estimés. Pour notre modèle, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle puisque nous avons une valeur p de 0.7838, ce qui est supérieur au niveau du test choisi de 5 %. Nos résidus exhibent ici les propriétés d'un bruit blanc nous permettant ainsi de calculer les fonctions

de réponses à l'aide des estimations du VECM.

Le modèle théorique avancé au troisième chapitre explique qu'un choc sur les taux d'intérêt dans la période courante n'occasionnera pas de changement immédiat des prix puisque les principaux acteurs fixent leur prix de réserve en tenant uniquement compte de l'information provenant du passé. Cependant, un taux d'intérêt plus élevé peut faire en sorte que certains acheteurs potentiels se retirent du marché dû, entre autres, à l'augmentation des paiements. Ceci occasionne une baisse des échanges sur le marché affectant négativement le volume de transactions tout en exerçant une pression à la baisse des prix anticipés lors des périodes subséquentes.

Cette baisse éventuelle des prix anticipés occasionnera une baisse réelle des prix qui, provoquera une fois de plus une baisse des prix anticipés à la prochaine période, les prix démontrant une certaine persistance dans le temps. Plus les périodes s'écoulent, plus petit sera l'écart entre le prix de réserve des acheteurs et des vendeurs puisque l'asymétrie d'information s'estompe. Ceci entraîne un nouvel équilibre des prix, généralement plus bas que celui d'avant choc. La quantité de transactions, quant à elle, retournera à son point d'équilibre original.

En somme, nous pouvons résumer ce modèle par l'hypothèse qu'en présence d'asymétrie d'information, les acheteurs réagissent plus rapidement que les vendeurs à un choc sur la demande, puisque ce choc touche directement leur contrainte budgétaire.

Voyons maintenant si ces résultats se vérifient empiriquement.

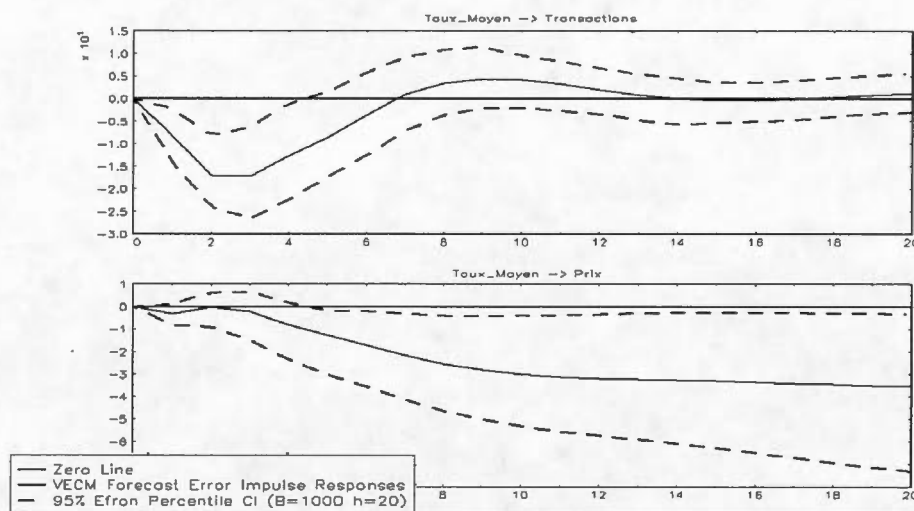


Figure 4.2 Fonction de réponse suite à un choc du taux moyen des prêts hypothécaires

Nous observons à la figure 4.2, les fonctions de réponses de la quantité de transactions et des prix suite à un choc des taux d'intérêt hypothécaires. Un tel choc peut survenir lors d'un changement dans la politique monétaire ; une hausse permanente des taux d'intérêt s'explique par une hausse de la prime de risque. L'intervalle de confiance de 95% a été calculé par l'approche bootstrap dans le logiciel JMulTi³. Un choc positif des taux engendre ici une pression négative instantanée sur la variable de transactions, et cet impact perdure pendant approximativement 7 mois, avant de retourner à son point initial. L'effet est cependant divergent sur les prix. En effet, dans les premiers mois suivant une hausse des taux, rien de significatif ne se produit pour cette variable. Ce n'est qu'après 4 mois que l'effet de ce choc commence à se manifester. Ce choc occasionne ici un effet permanent, ce qui est conforme avec la théorie. Lorsque nous analysons les fonctions de réponses cal-

3. Le logiciel JMulTi a été employé pour calculer les intervalles de confiance. Ce logiciel libre a été conçu sous la supervision de Helmut Lütkepohl, professeur à Berlin. Ce programme permet de traiter les séries chronologiques et sert à estimer des modèles VAR, VECM, SVAR et SVECM.

culées avec des données trimestrielles (appendice C), le même comportement fait surface.

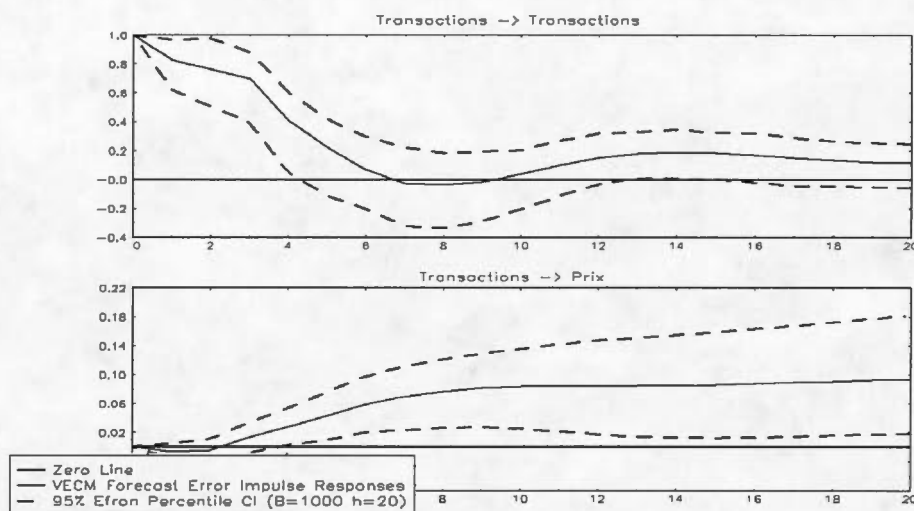


Figure 4.3 Fonction de réponse suite à un choc du volume de transactions

Pour la figure 4.3 ici-haut, elle simule un choc brusque et positif sur le nombre de transactions. Ce choc n'a pas d'effet immédiat sur les prix des logements, n'apparaissant qu'après quelques mois. Puisque la contrepartie des transactions est le délai de vente sur le marché (Meen, 2001), une hausse des transactions diminuera ce délai, servant alors d'indicateur aux vendeurs, les invitant ainsi à hausser leur prix. Ceci atteste le fait que les vendeurs réagissent plus lentement que les acheteurs aux informations du marché, ce qui est tout à fait cohérent avec le modèle théorique présenté au troisième chapitre. Cependant, contrairement à la théorie économique, le changement du nombre de transactions semble avoir un impact permanent sur les prix. On peut croire que nous aurions évité ce problème, du moins en partie, en dégonflant le volume des transaction par le stock de logements si les statistiques avaient été disponibles. Si nous simulons le même choc sous un

VAR, nous retrouvons un effet transitoire comme en appendice D.

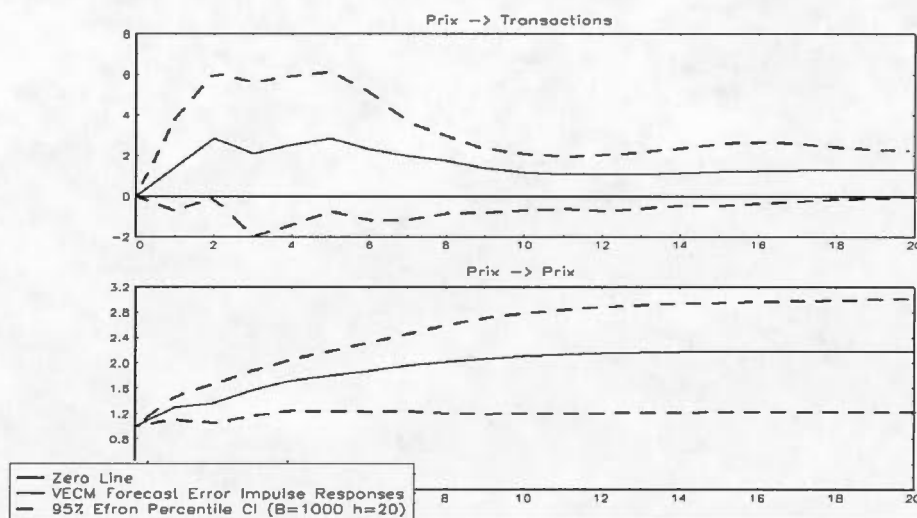


Figure 4.4 Fonction de réponse suite à un choc des prix

Pour ce qui est de la figure 4.4, on simule un choc positif sur les prix. Cette pression à la hausse a un impact positif mais non significatif sur le nombre de transactions, résultat attendu dû au fait que les transactions sont faiblement exogènes par rapport aux prix des logements. Par contre, un choc des prix augmente significativement les prix réels et ce, de manière prolongée. Nous relevons, tout comme Fauvel (2005), que cette surréaction est cohérente avec la formation de bulles immobilières.

En appendice D, un modèle alternatif, faisant fi du lien de cointégration entre ces variables, a été estimé. Les résultats sont, dans la pluralité des cas, similaire au VECM ici-haut. Cependant, comme mentionné plus tôt, une différence survient lorsque nous simulons un choc des transactions. En effet, contrairement au VECM, le choc n'affecte que de manière transitoire les prix réels, du moins à l'intérieur d'un interval de confiance de 95%. Comme mentionné par Engle et Granger (1987),

l'omission d'un lien de cointégration est une erreur de spécification du modèle, venant ainsi jouer sur l'inférence statistique que nous pouvons en tirer. Sous cet argument, nous considérons le VECM comme le modèle le plus robuste, en autant que la relation de cointégration est adéquatement estimée.

4.2.3 Efficacité prédictive

Afin de savoir si notre terme à correction d'erreur ajoute une information supplémentaire en regard aux prévisions portant sur les prix immobiliers, nous avons fait une analyse préliminaire de l'efficacité prédictive de notre VECM. Il est à noter que nous reconnaissons que notre échantillon est trop court pour faire une évaluation probante. Cette analyse n'est qu'une première exploration avec ces données et il sera intéressant de la répéter une fois l'ajout de nouvelles périodes.

Pour étudier l'efficacité prédictive de notre VECM, nous avons eu recours à la racine de l'erreur quadratique moyenne (RMSE) calculée à partir de la formule suivante :

$$\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Y - \hat{Y})^2}$$

où N est la taille de l'échantillon, Y est la valeur réelle et \hat{Y} est la valeur prédite. Plus la valeur prédite est bonne, plus petite sera la mesure du RMSE. Les résultats se retrouvent en appendice E.

Pour évaluer si un modèle est plus efficace qu'un autre, nous avons calculé un ratio des RMSE entre le VECM et le modèle VAR, qui est retenu pour la comparaison, afin de déceler l'erreur relative. Plus précisément, nous estimons l'erreur relative par l'équation suivante :

$$\text{Erreur relative} = \frac{RMSE_{vecm}}{RMSE_{var}}$$

Si le résultat est supérieur à 1, le VAR est plus performant que notre VECM. À l'opposé, si le résultat est inférieur à 1 le VECM s'avère être plus performant que le VAR pour prédire les prix immobiliers.

La période de prévision est de 2001M01-2014M12 et notre horizon est de 1 à 36 mois. Une première simulation utilise les informations disponibles en 2000M12 pour les variables endogènes retardées de l'équation afin de produire des prévisions pour les prix sur les périodes 2001M01-2003M12, soit pour chacun des 36 horizons. Une seconde simulation prévoit 2001M02-2004M01 sur la base de l'information disponible en 2001M01. Nous procédons ainsi jusqu'à la dernière simulation qui prend l'information de 2014M11 pour prédire la valeur des prix de 2014M12. Avec ces simulations, nous avons pour les prix 168 prévisions une période à l'avance, 167 prévisions deux périodes à l'avance et ainsi de suite jusqu'à 132 prévisions 36 périodes à l'avance. Cette procédure donne des résultats plus robustes que la procédure de prévision dynamique où une seule simulation fournit des prévisions sur N horizons. Elle limite, entre autre, les risques de dérapage de la prévision.

Il est important ici de mentionner que ces prévisions sont à la fois à l'intérieur et à l'extérieur de notre échantillon qui, rappelons-le, s'échelonne de 2000M1-2013M12. Étant donné une période hors échantillon écourtée, nous n'avons pas le choix de faire des prévisions à l'intérieur de notre période d'estimation et ce, même si elles sont biaisées. En effet, les techniques d'estimation travaillent très fort pour donner raison au modèle en cherchant à réduire les erreurs de prédiction. C'est en fait une limite de notre analyse.

Cependant, même si la petite taille de notre échantillon nous empêche d'avoir un échantillon de prévision intéressant, nous pouvons, comparer la valeur prédictive des deux modèles estimés afin de connaître la contribution du terme de correction d'erreur, comme mesure de pression du marché de la revente, à la prévision des

prix immobiliers.

Le tableau 4.7 expose l'erreur relative du VECM par rapport au VAR :

Tableau 4.7 Erreur relative

Horizon	Erreur relative	Horizon	Erreur relative	Horizon	Erreur relative
1	1.114	13	1.065	25	0.945
2	1.099	14	1.052	26	0.934
3	1.087	15	1.038	27	0.925
4	1.083	16	1.026	28	0.912
5	1.088	17	1.012	29	0.898
6	1.105	18	0.999	30	0.888
7	1.127	19	0.996	31	0.876
8	1.120	20	0.981	32	0.862
9	1.108	21	0.988	33	0.848
10	1.094	22	0.982	34	0.833
11	1.094	23	0.971	35	0.814
12	1.076	24	0.957	36	0.793

En analysant les résultats présentés dans le tableau ici-haut, nous pouvons constater que pour les horizons inférieurs à 18 mois, le VAR donne de meilleurs résultats puisque l'erreur relative est supérieure à 1. Cependant, la tendance se renverse lorsque nous examinons les horizons plus longs. Ceci nous apparaît logique puisque contrairement au modèle VAR, le VECM prend en compte une relation de long terme dans les variables, laquelle gagne en utilité sur le long terme. En effet, plus l'horizon est éloigné, plus le VECM gagne en performance. Le gain en efficacité prédictive du VECM par rapport au VAR avoisine 20% après trois ans. Le terme à correction d'erreur, qui est une mesure du déséquilibre sur le marché de la re-vente, sert bien ici d'indicateur à des fins de prévision sur les prix immobiliers.

Mais sa contribution prédictive se révèle beaucoup plus utile pour des horizons de prévision plus longs que pour le très court terme ce qui s'avère utile pour prédire les bulles inflationnistes et leur éclatement.

4.2.4 Limite du modèle

Avec une base de données ne s'étirant que sur 14 années, notre modèle devait se limiter à un nombre très faible de variables afin de réussir à calculer des fonctions de réponses significatives. Le choix s'est arrêté sur trois variables, soit les taux hypothécaires moyens sur 5 ans, la quantité de transactions et les prix calculés à l'aide de l'indice des prix des propriétés MLS. Il y a cependant d'autres variables pouvant affecter les prix des logements. Par exemple, Fauvel (2005) avance, entre autres, que l'emploi, ou tout autre variable mesurant l'activité économique globale, a un impact significatif sur les prix. Or, cette variable n'est pas présente dans notre modèle. Hort, dans son papier en 2000, a d'ailleurs ajouté le taux de chômage comme variable mandataire des revenus pour des fins de validation. Ces résultats n'ont pas changé les résultats obtenus et, il est permis de croire qu'ici, le sens des fonctions de réponses ne changerait pas également.

Puisque l'indice des prix des propriétés débute en 2000, nous ne pouvons allonger la durée de la série. Une manière de pallier à ce manque de données serait d'estimer un VECM ou un VAR en panel dans le but d'ajouter des degrés de liberté à notre modèle. À titre d'exemple, scinder la RMR de Montréal en 4 secteurs distincts, c'est-à-dire l'île de Montréal, Laval, la Rive-Sud et la Rive-Nord, s'avérerait être une option. Par contre, pour estimer un tel modèle, nous devons avoir un certain degré d'hétérogénéité entre les variables pour bien les différencier et avoir un gain. Or, les taux d'intérêt sont identiques dans ces quatre sous-secteurs. De plus, comme nous pouvons le voir en appendice F, les prix évoluent de manière analogue.

Ceci fait en sorte que nous avons écarté la possibilité d'estimer un pareil modèle, mais nous acquiesçons la présence de cette lacune.

Autre fait à noter, notre modèle traite uniquement du marché de la revente. De plus, la base de données Centris® renferme seulement les transactions effectuées à l'aide d'un courtier immobilier. Or, la quantité de transactions ne prend pas en compte les propriétés transigées par DuProprio ou autres plates-formes de ce genre. Ceci pourrait, a priori, soulever certaines questions quant à l'impact de ces données manquantes sur la variable des transactions. Par contre, puisque le VECM couvre une RMR dans son ensemble et que le nombre de transactions effectué par l'entremise d'un courtier est un échantillon non négligeable et représentatif de la population, nous pensons que cette lacune n'a que peu d'impact sur les résultats.

CONCLUSION

L'acquisition d'un bien immobilier est une décision financière fondamentale et est souvent le choix le plus important dans le cours d'une vie. Ceci fait en sorte que ce marché est un des plus importants en Amérique du Nord. Le développement d'outils afin de mieux comprendre la dynamique de ce marché a donc une importance capitale. Cependant, l'accès à l'information sur le marché immobilier canadien est restreint et on ne retrouve que peu d'études portant sur le sujet.

Le principal objectif de ce mémoire était d'étudier la dynamique du marché de la revente et notamment le lien existant entre les prix et le volume de transactions. Pour ce faire, nous avons eu recours à la modélisation vectorielle à correction d'erreur. Nous sommes partis du fait que la littérature en économie immobilière reconnaît que le rééquilibrage des marchés du logement à la suite de chocs n'est pas instantané. En présence d'asymétrie d'information, nous estimons que les vendeurs réagissent moins rapidement que les acheteurs à un choc sur la demande.

Afin d'estimer un modèle à correction d'erreur et valider cette hypothèse, nous avons utilisé la base de données Centris® pour extraire la quantité de transactions des maisons unifamiliales et des copropriétés, incluant les maisons de ville. De plus, cette base de données a déjà servi à calculer un indice des prix des propriétés, indice hédonique utilisé comme variable de prix dans cette recherche. Le choc sur la demande est induit par le taux hypothécaire moyen à 5 ans, troisième variable de notre modèle.

Nous avons démontré, à l'aide d'un VECM et de ces trois variables, que les acheteurs répondent plus rapidement que les vendeurs à un choc sur la demande. Le

résultat du modèle conclut que le nombre de transactions n'est pas corrélé de façon contemporaine avec les prix. Ceci est dû au fait que l'impact d'un choc sur la demande agit de façon instantanée sur la contrainte budgétaire des acheteurs, et ce, sans affecter le prix de réserve des vendeurs. Cependant, l'effet d'un tel choc sur les transactions entraîne une prévision à la hausse des prix dans les périodes subséquente, puisque les vendeurs dépendent des signaux agrégés reçus du marché. Comme le volume de transactions réagit à un choc plus rapidement que les prix, cette information provenant de la dynamique du marché de la revente peut servir à détecter des changements à court terme dans la demande de logements. Ce sont des résultats similaires retrouvés dans l'étude de Berkovec et Goodman (1996) ainsi que dans le papier de Hort (2000) en Suède.

Un autre objectif était d'estimer un indicateur de pression du marché immobilier dans le but de faire de la prévision concernant les prix des logements. Le terme de correction d'erreur, qui est une mesure du déséquilibre sur le marché de la revente, peut servir comme indicateur à des fins de prévision comme le démontre l'erreur relative entre le VECM et le VAR. Sa contribution prédictive se révèle plus efficace pour des horizons de prévision plus longs, ce qui s'avère utile pour prédire les périodes de bulles inflationnistes et leur éclatement.

APPENDICE A

RÉSULTAT DES TESTS ADF

Tableau A.1 Test de Dickey Fuller augmenté en niveau pour Prix

Hypothèse nulle : Prix a une racine unitaire		
Exogène : Constante, Tendance		
Nombre de retard : 2 (Campbell & Perron, maxlag=14)		
	t-Statistique	Prob.*
Statistique du test de Dickey-Fuller augmenté	-3.114836	0.1063
Valeurs Critiques du test : niveau 1%	-4.014288	
niveau 5%	-3.437122	
niveau 10%	-3.142739	

Tableau A.2 Test de Dickey Fuller augmenté en différence pour Prix

Hypothèse nulle : D(Prix) a une racine unitaire		
Exogène : Constante		
Nombre de retard : 2 (Campbell & Perron, maxlag=14)		
	t-Statistique	Prob.*
Statistique du test de Dickey-Fuller augmenté	-12.19355	0.0000
Valeurs Critiques du test : niveau 1%	-3.470179	
niveau 5%	-2.878937	
niveau 10%	-2.576124	

Tableau A.3 Test de Dickey Fuller augmenté en niveau pour Volume

Hypothèse nulle : Volume a une racine unitaire		
Exogène : Constante,		
Nombre de retard : 2 (Campbell & Perron, maxlag=14)		
	t-Statistique	Prob.*
Statistique du test de Dickey-Fuller augmenté	-3.666732	0.0055
Valeurs Critiques du test : niveau 1%	-3.470179	
niveau 5%	-2.878937	
niveau 10%	-2.576124	

Tableau A.4 Test de Dickey Fuller augmenté en niveau pour Taux Moyen

Hypothèse nulle : Taux Moyen a une racine unitaire		
Exogène : Constante		
Nombre de retard : 2 (Campbell & Perron, maxlag=14)		
	T-Statistique	Prob.*
Statistique du test de Dickey-Fuller augmenté	-3.090793	0.0292
Valeurs Critiques du test : niveau 1%	-3.469933	
niveau 5%	-2.878829	
niveau 10%	-2.576067	

APPENDICE B

PARAMÈTRES DU MODÈLE

Tableau B.1 Estimation VECM pour l'équation du Taux d'intérêt

Variable dépendante : d(Taux_Moyen)

R-carré : 0.355658 R-carré ajusté : 0.299440

Variable	Coefficient	Ecart-Type	t-statistique
Cointeq :	-0.0242	0.0063	-3.8463
d(Taux_Moyen)(t-1) :	0.3553	0.0777	4.5748
d(Volume)(t-1) :	-0.0022	0.002	-1.0889
d(Prix)(t-1) :	-0.0096	0.0258	-0.3690
d(Taux_Moyen)(t-2) :	-0.2570	0.0821	-3.1314
d(Volume)(t-2) :	-0.0009	0.0019	-0.4795
d(Prix)(t-2) :	-0.0126	0.0267	-0.4715
d(Taux_Moyen)(t-3) :	0.0281	0.0812	0.3459
d(Volume)(t-3) :	0.0016	0.0018	0.8982
d(Prix)(t-3) :	-0.0315	0.0239	-1.3149
SCHL2008(t) :	-0.0019	0.0013	-1.4473
SCHL2011(t) :	0.0022	0.0013	1.6829
SCHL2012(t) :	0.0000	0.0013	0.0314
C :	-0.0040	0.0001	-4.9010

Tableau B.2 Test du Portmanteau

Test du Portmanteau			
Ordre du test	Statistique ajustée	Probabilité	Degrée de liberté
15	90.57	0.7838	102

Tableau B.3 Matrice de Covariance des résidus du VECM

Matrice de Covariance			
Covariance :	\hat{v}_T	\hat{v}_V	\hat{v}_P
\hat{v}_T	1.610661e-06	2.432589e-06	-2.620633e-07
\hat{v}_V	2.432589e-06	3.430344e-03	-5.642764e-07
\hat{v}_P	-2.620633e-07	-5.642764e-07	1.378703e-05

APPENDICE C

FONCTIONS DE RÉPONSES PAR TRIMESTRE DU VECM

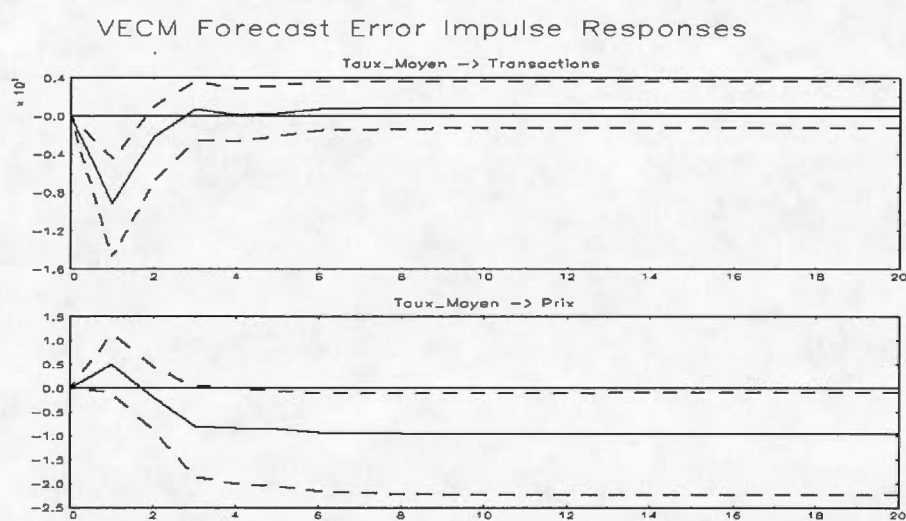


Figure C.1 Réponse en trimestre suite à un choc des taux moyen des prêts hypothécaires

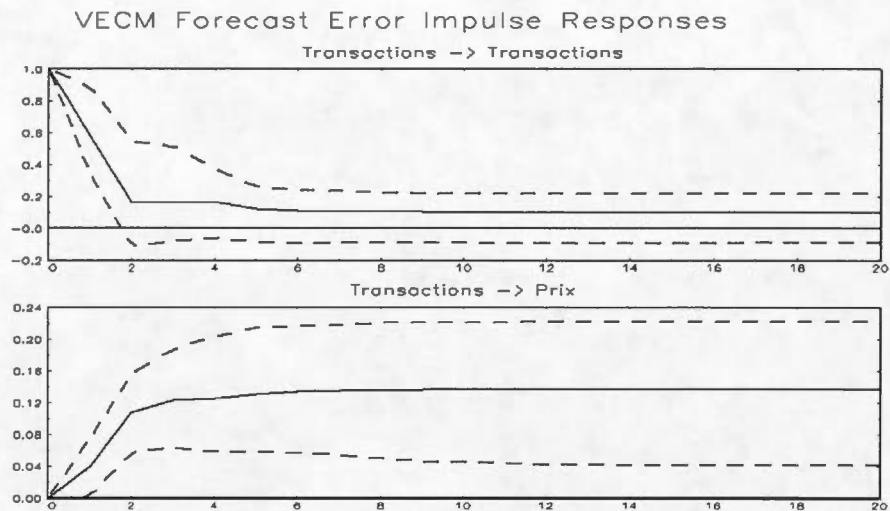


Figure C.2 Réponse en trimestre suite à un choc du volume de transactions

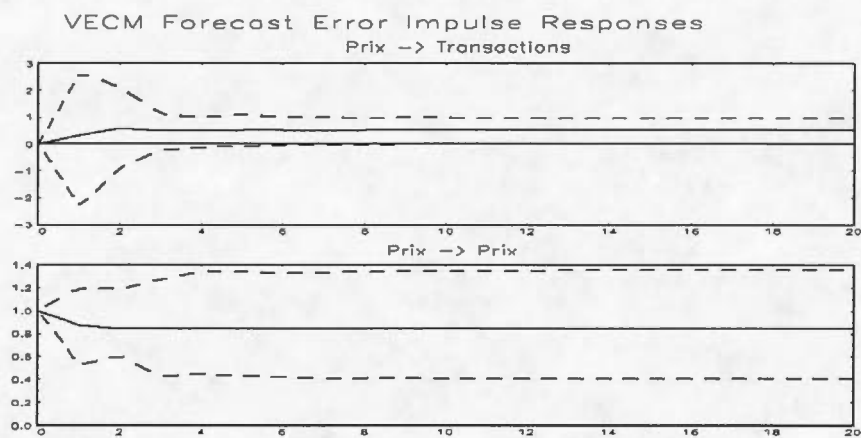


Figure C.3 Réponse en trimestre suite à un choc des prix

APPENDICE D

FONCTIONS DE RÉPONSES DU VAR

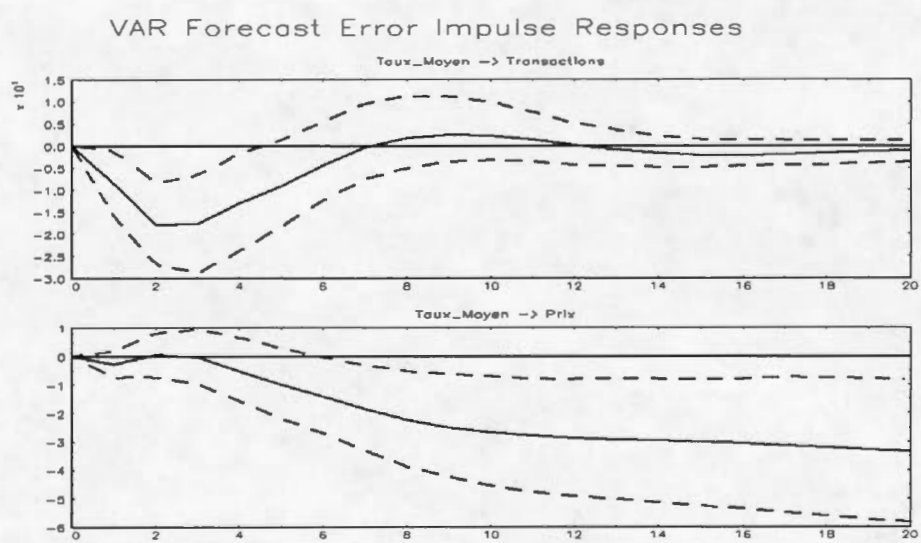


Figure D.1 Fonction de réponse suite à un choc du taux moyen des prêts hypothécaires (VAR)

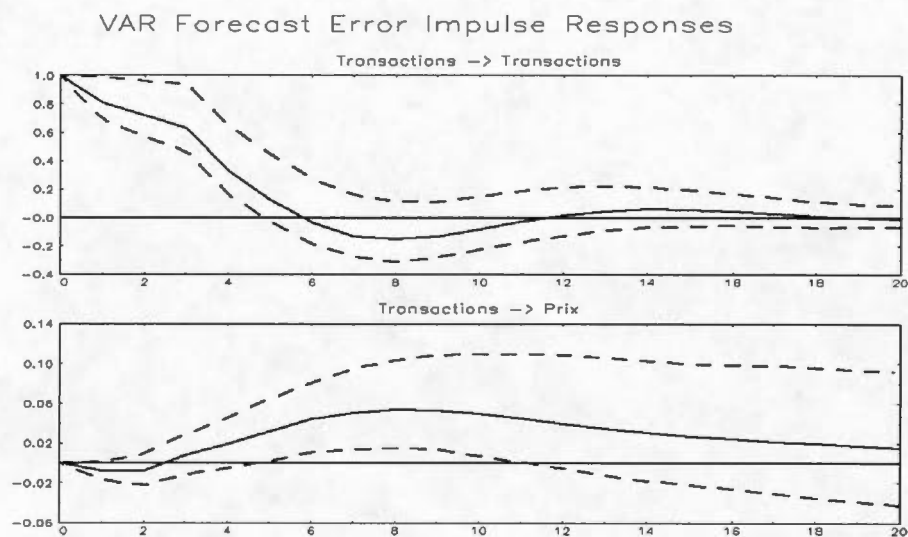


Figure D.2 Fonction de réponse suite à un choc du volume de transactions (VAR)

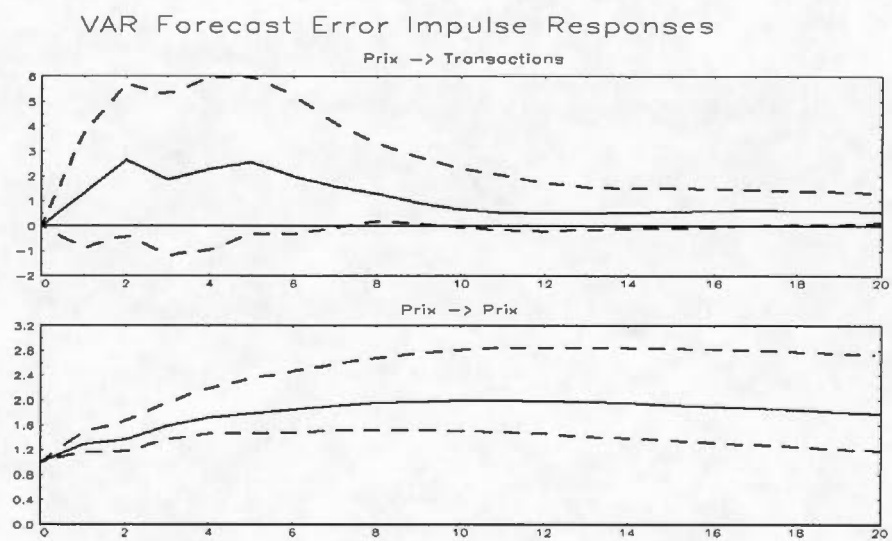


Figure D.3 Fonction de réponse suite à un choc des prix (VAR)

APPENDICE E

RMSE DES MODÈLES

Tableau E.1 RMSE

Horizon	VECM	VAR	Horizon	VECM	VAR
1	0,0039	0.0035	19	0.0329	0.0330
2	0,0063	0.0058	20	0.0341	0.0347
3	0,0082	0.0075	21	0.0352	0.0357
4	0,0099	0.0092	22	0.0363	0.0370
5	0,0117	0.0107	23	0.0375	0.0386
6	0,0132	0.0119	24	0.0385	0.0403
7	0.0148	0.0131	25	0.0394	0.0417
8	0.0164	0.0146	26	0.0403	0.0432
9	0.0180	0.0162	27	0.0411	0.0444
10	0.0195	0.0178	28	0.0418	0.0458
11	0.0213	0.0194	29	0.0424	0.0472
12	0.0230	0.0214	30	0.0430	0.0484
13	0.0245	0.0230	31	0.0435	0.0497
14	0.0260	0.0247	32	0.0440	0.0510
15	0.0275	0.0265	33	0.0444	0.0523
16	0.0289	0.0282	34	0.0445	0.0536
17	0.0303	0.0299	35	0.0448	0.0550
18	0.0316	0.0317	36	0.0449	0.0566

APPENDICE F

ÉVOLUTION DE L'INDICE PAR SECTEUR

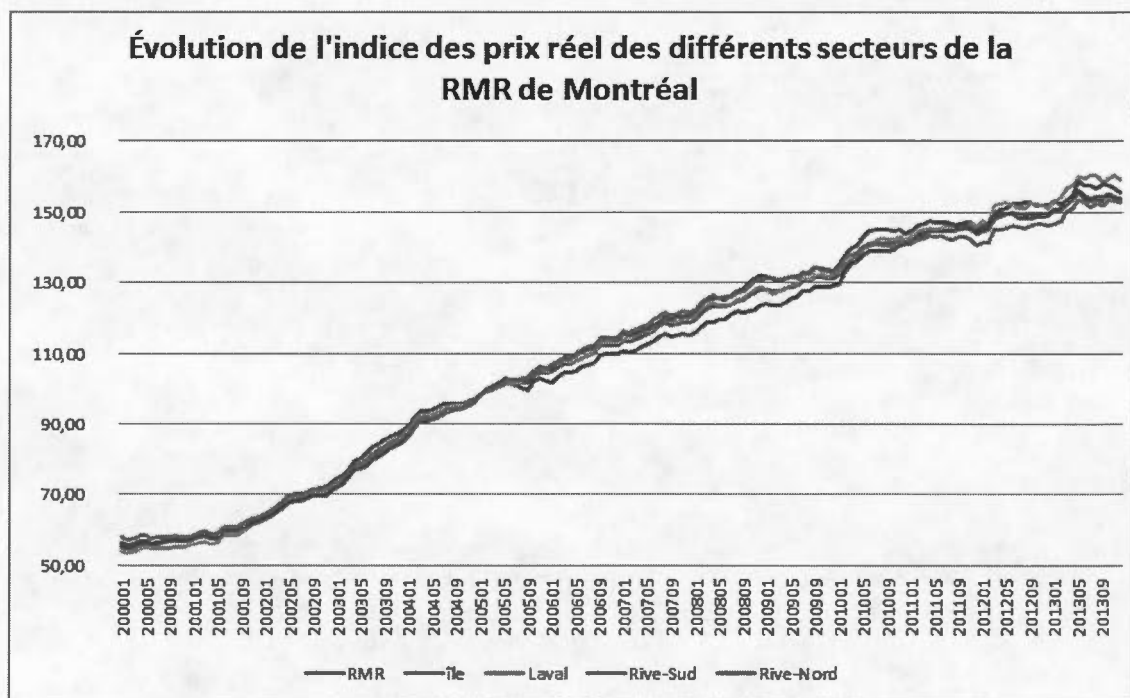


Figure F.1 Évolution de l'indice des prix par secteur

RÉFÉRENCES

- Andrew, M., Meen, G. (2003). «House Price Appreciation, Transactions and Structural Change in the British Housing Market : A Macroeconomic Perspective». *Real Estate Economics*, 31(1), 99-116.
- Bégin, H., D'Anjou, M., Dupuis, F. (2006). «Indice d'abordabilité Desjardins». Version mise à jour le 8 novembre 2006. Récupéré le 4 juillet 2014 de : <http://www.desjardins.com/economie/>.
- Berkovec, J.A., Goodman, Jr. J.L. (1996). «Turnover as a measure of demand for existing homes.». *Real Estate Economics*, 24, 421-440.
- Carrillo, P. et Pope, J. (2012). «Are homes hot or cold potatoes? The distribution of marketing time in the housing market». *Regional Science and Urban Economics*, 42(2), 189-197.
- Case, K.E., Shiller, R.J. (1988). «The behavior of home buyers in boom and post boom markets». *New England Economic Review*, 29-46.
- Clayton, J., Miller, N., Peng, L. (2008). «Price-volume Correlation in the Housing Market : Causality and Co-movements». *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 40, 14-40.
- Cléroutin, Y. (2014, 4 avril). «Immobilier : le manque d'information place le Canada à risque, avertit un économiste». *Journal les affaires*. Récupéré le 11 mai 2014 de : <http://www.lesaffaires.com/mes-finances/immobilier/immobilier-le-manque-dinformation-place-le-canada-a-risque-avertit-un-economiste/567808>.
- Des Rosiers, F. (2010). «Designing a House Price Index for the Canadian Real Estate Association – Overall Review of Available Methods and Suggestions for Implementing the CREA-HPI». Rapport technique préparé pour le Groupe Altus.
- Enders, W. (2009). *Applied Econometric Time Series* (3e éd.). John Wiley & Sons Ltd.
- Engle, R.F., Granger, C.W.J. (1987). «Co-integration and error correction : representations, estimation, and testing.». *Econometrica*, 55, 252-276.

- Fauvel, Y. (2005). «La variation des prix des logements au Canada». Rapport de recherche préparé pour la société canadienne d'hypothèques et de logement.
- Fédération des chambres immobilières du Québec. «Le Baromètre du marché résidentiel». Récupéré le 3 juillet 2014 de : <http://www.fcicq.ca/immobilier-nouvelles.php>.
- Findlay, D.F., Monsell, B.C., Bell, W.R., Otto, M.C., Chen, B. (1998). «New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal-Adjustment Program». *Journal of Business & Economic Statistics*, 16,(2) 127-152.
- Haurin, D.R. (1988). «The Duration of Marketing Time of Residential Housing». *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, 16, 396-410.
- Haurin, D.R., Haurin, J.L., Nadauld, T., Sanders, A. (2010). «List Prices, Sale Prices and Marketing time : An Application to U.S. Housing Markets». *Real Estate Economics*, 38,(4) 659-685.
- Horowitz, J.L. (1992). «The Role of List Price in Housing Markets : Theory and an Econometric Model». *Journal of Applied Econometrics*, 7, 115-129.
- Hort, K. (2000). «Prices and turnover in the market for owner-occupied homes». *Regional Science and Urban Economics*, 30, 99-119.
- Johansen, S. (1988). «Statistical Analysis of Cointegrating Vectors.» *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Kennedy, P. (2003). *A guide to econometrics* (5e éd.). Cambridge, Massachusetts : The MIT Press.
- Krainer, J. (2001). «A Theory of Liquidity in Residential Real Estate Markets». *Journal of Urban Economics*, 49, 32-53.
- Machado, J.A.F., Mata, J.(2005). «Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression». *Journal of Applied Econometrics*, 20, 445-465.
- McMillen, D.P. (2008). «Changes in the distribution of House Prices over Time : Structural Characteristics, Neighborhood, or Coefficients? ». *Journal of Urban Economics*, 64, 573-589.
- Meen, G. (2001). *Modelling spatial housing markets. Theory, Analysis and Policy* . Boston : Kluwer Academic Publishers.

- Poterba, J.M. (1984). «Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing : An Asset Market Approach ». *Quarterly Journal of Economics*, 99(4), 729-752.
- Pruitt, A.D. (2013, 23 janvier). «Citi Takes Top Spot in REIT Equity Deals». *The Wall Street Journal*. Récupéré le 3 juillet 2014 de : <http://online.wsj.com/news/articles/SB10001424127887323301104578258292411004064>.
- Réserve Fédérale Américaine (2014), Table B.100, *Balance Sheet of Households and Nonprofit Organizations*, données trimestrielles. Version mise à jour le 6 mars 2014. Récupéré le 11 mai 2014 de : <http://www.federalreserve.gov/releases/z1/current/z1r-5.pdf>.
- Sims, C.A. (1980). «Macroeconomics and Reality». *Econometrica*, 48, 1-48.
- Standard and Poor's (2014). «Case-Shiller Home Price Indices Methodology». Version mise à jour en mai 2014. Récupéré le 3 juillet 2014 de : <http://us.spindices.com/documents/methodologies/methodology-sp-cs-home-price-indices.pdf>
- Stein, J.C. (1995). «Prices and Trading Volume in the Housing Market : A Model with Downpayment Effects». *The Quarterly Journal of Economics*, 110(2), 379-405.
- Stock, J.H., Watson, M.W. (2001). «Vector Autoregressions». *Journal of Economic Perspectives*, 15, 101-115.
- Teranet. En ligne : <<http://www.housepriceindex.ca/Default.aspx>>. Consulté le 4 juillet 2014.
- Verbeek, M. (2012). *A guide to modern econometrics* (4e éd.). Sussex ouest : John Wiley & Sons Ltd.
- Wiebe, R. (2014). «Housing Briefing :Bubble Fears Overblown». Ottawa, ON : Canada. Rapport de recherche préparé pour Le Conference Board du Canada.
- Wheaton, W.C. (1990). «Vacancy,Search, and Prices in a Housing Market Matching Model». *The Journal of Political Economy*, 98(6), 1270-1292.